

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**A transmissão da política monetária:
Uma análise do caso brasileiro de 1999 a 2006**

Artur Bezerra de Carvalho
Matrícula: 104015579
E-mail: arturcarvalho.ie@gmail.com

Orientador: Prof^a. Viviane Luporini
E-mail: viviane.luporini@ie.ufrj.br

Janeiro de 2009

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**A transmissão da política monetária:
Uma análise do caso brasileiro de 1999 a 2006**

Artur Bezerra de Carvalho
Matrícula: 104015579
E-mail: arturcarvalho.ie@gmail.com

Orientador: Prof^a. Viviane Luporini
E-mail: viviane.luporini@ie.ufrj.br

Janeiro de 2009

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor.

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho a ti, meu avô – Francisco Pires Bezerra – por tua integridade e teu exemplo de vida calcado nos mais elevados valores cristãos. Tua memória permanecerá nos corações e mentes de todos aqueles que um dia gozaram da oportunidade única de conviver com uma pessoa tão nobre e bondosa. Jamais experimentei tamanho amor e paz quanto no dia em contemplei teu olhar de despedida, expressão sublime de afeição. Saiba que para sempre guardarei teus ensinamentos, e, ainda que diante de transees supremos, não temerei, pois aprendi a confiar Naquele a quem sempre serviste. Por todo o teu amor e carinho, muito obrigado.

RESUMO

Este trabalho analisa a transmissão da política monetária brasileira no período que compreende os anos de 1999 a 2006. Por meio de um modelo de vetores auto-regressivos, estimam-se as respostas dinâmicas de variáveis econômicas reais e nominais a um choque monetário contracionista.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	6
CAPÍTULO I- FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	8
I.1 A POLÍTICA MONETÁRIA	8
I.2 A MOEDA, O SISTEMA BANCÁRIO E O BANCO CENTRAL	9
I.3 OS TRÊS INSTRUMENTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	12
I.4 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	16
I.4.1 O CANAL DAS TAXAS DE JUROS	18
I.4.2 CANAIS DE PREÇO DOS DEMAIS ATIVOS.....	20
I.4.2.1 CANAL DA TAXA DE CÂMBIO	22
I.4.2.2 CANAIS DO PREÇO DAS AÇÕES (<i>EQUITY PRICE CHANNELS</i>).....	24
I.4.2.2.1 TEORIA DO Q DE TOBIN (<i>TOBIN'S Q THEORY</i>)	24
I.4.2.2.2 EFEITO DA RIQUEZA SOBRE O CONSUMO (<i>WEALTH EFFECTS</i>).....	25
I.4.2.2.3 CANAL DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS E DOS TERRENOS (<i>HOUSING AND LAND PRICE CHANNELS</i>)	27
I.4.3 OS CANAIS DO CRÉDITO (<i>CREDIT CHANNELS</i>)	27
I.4.3.1 O CANAL DO CRÉDITO BANCÁRIO (<i>BANK LENDING CHANNEL</i>).....	29
I.4.3.2 OS CANAIS DE BALANÇOS PATRIMONIAIS (<i>BALANCE-SHEET CHANNELS</i>)	30
I.5 A NÃO-NEUTRALIDADE DA MOEDA.....	33
CAPÍTULO II- MODELOS DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR).....	36
II.1 A REPRESENTAÇÃO MATEMÁTICA DOS MODELOS VAR.....	36
II.2 CONDIÇÕES PARA A ESTACIONARIEDADE	41
II.2.1 ABORDAGEM ALTERNATIVA À QUESTÃO DA ESTACIONARIEDADE	43
II.3 ESTIMAÇÃO DE MODELOS VARs	46
II.3.1 HIPÓTESES IMPLÍCITAS NA ANÁLISE DO VAR.....	46
II.3.1.1 REPRESENTAÇÃO DE UM VAR(p) POR MEIO DE UM MA(∞).....	47
II.4 GRANGER CAUSALITY	49
II.5 A FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA (<i>IMPULSE-RESPONSE FUNCTION</i>).....	56
CAPÍTULO III- A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL.....	62
III.1 O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO.....	62
III.1.1 O CASO BRASILEIRO	64
III.2 O CONCEITO DE “CHOQUE” MONETÁRIO	65
III.3 DADOS	67
III.4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	69
III.5 ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR.....	71
III.6 TAXA DE CÂMBIO E <i>PRICE PUZZLE</i>	74
CONCLUSÃO.....	78
APÊNDICE	80

INTRODUÇÃO

O presente trabalho se propõe a analisar a transmissão da política monetária no Brasil após a adoção do câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação. O objetivo consiste, portanto, em determinar o impacto de um choque monetário sobre variáveis econômicas, mais precisamente o nível de produto, o nível de preços e a taxa de câmbio.

O estudo vai ao encontro de diversos outros papers publicados no Brasil e no exterior, como, por exemplo, os trabalhos de Minella (2001), Luporini (2006) e Christiano et al (1999), ao investigar as relações macroeconômicas envolvendo o nível de produção, a taxa de inflação, a taxa de juros e a política monetária. Por meio de uma estimação baseada em vetores auto-regressivos (VAR), pretende-se identificar os efeitos reais e nominais de um choque de política monetária após a quebra estrutural representada pela estabilização econômica obtida pelo Plano Real e o abandono da âncora cambial.

A hipótese adotada neste trabalho comunga da visão do mainstream da teoria econômica. Para o estudo da transmissão da política monetária, parte-se do pressuposto de que, ao menos no curto prazo, choques monetários afetam significativamente a volatilidade do produto, da inflação e da taxa de câmbio, de modo que um aperto monetário é seguido de um declínio sustentado do PIB e do nível de preços, bem como de uma apreciação cambial.

O trabalho divide-se em três partes. A primeira inicia-se com a apresentação do sistema bancário, suas regras de funcionamento e sua instituição máxima, a saber, o Banco Central. Em seguida, define-se o conceito de mecanismo de transmissão da política monetária, para, em seguida, se expor os principais mecanismos considerados pela literatura acerca do assunto. Com isso, procura-se esclarecer a maneira pela qual as decisões das autoridades monetárias afetam a economia. O passo seguinte diz respeito à mensuração dos efeitos das políticas monetárias, ou seja, a estimação das respostas dinâmicas das variáveis econômicas reais e nominais a um choque monetário. Para tanto, a segunda parte busca fornecer os instrumentos econométricos à disposição dos

pesquisadores. Introduce-se o conceito de modelos de vetores auto-regressivos e discute-se, em linhas gerais, os desafios para a estimação das *impulse-response functions*.

A terceira parte consiste na aplicação das técnicas econométricas ao caso brasileiro: a partir de um modelo de vetores auto-regressivos (*benchmark model*), procura-se estimar as respostas dinâmicas do nível de produto, da taxa de câmbio e da inflação a um choque de política monetária. Antes disso, no entanto, introduz-se formalmente o conceito de choque monetário.

Resultados inconsistentes com a teoria econômica são comumente reportados, tanto em publicações estrangeiras especializadas, como o *paper* de Christiano et al (1999), como por pesquisadores brasileiros, dentre os quais Luporini (2006). Um desses resultados é o fenômeno conhecido como *price-puzzle*, nome dado ao aumento sustentado do nível de preços nos primeiros períodos subsequentes a um choque monetário. Tendo em vista o fato de esse “quebra-cabeça” ainda não haver sido solucionado em trabalhos aplicados à economia brasileira, a última seção propõe e testa uma especificação alternativa ao *benchmark model*.

CAPÍTULO I- FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo visa apresentar o conceito de política monetária, bem como explicitar os mecanismos por meio dos quais as autoridades monetárias afetam a economia, mais especificamente, a demanda, o investimento e o produto agregados. Para isso, são esmiuçadas as relações entre o Banco Central e o sistema bancário, bem como os conceitos de moeda e os instrumentos de política monetária. Em seqüência, abordam-se os mecanismos de transmissão da política monetária, abrindo-se espaço para a exposição dos argumentos de diversas correntes teóricas, que defendem a relevância de distintos canais de transmissão monetária. Por fim, introduz-se o debate sobre a não-neutralidade da moeda, em que se levanta a hipótese de choques monetários não antecipados pelos agentes econômicos terem efeitos reais sobre a economia, ao menos no curto prazo. Com isso, justifica-se a realização deste trabalho empírico.

I.1 A Política Monetária

As autoridades governamentais dispõem de duas maneiras de afetar a economia, quais sejam, a política fiscal e a política monetária. É por meio delas que os governos influenciam o ritmo e a direção da atividade econômica, especialmente no tocante ao nível de produto agregado e das taxas de desemprego e inflação.

Ao longo dos últimos 50 anos, a política monetária passou a ocupar papel de destaque no universo de políticas econômicas, em detrimento da política fiscal. Nas palavras de Mishkin (1996):

“Monetary policy is now at center stage in discussions about how to promote sustainable growth and low inflation in the economy. Fiscal policy has lost its luster as a tool to stabilize the aggregate economy because of doubts about the ability to time fiscal policy actions to obtain the desirable stabilization outcomes as well as concerns about budget deficits. The result is that both

economists and politicians in recent years advocate that the stabilization of output and inflation be left to monetary policy.” (pp.1)

Em virtude da relevância assumida pela política monetária nos processos de estabilização econômica, surgiram, nas últimas três décadas, linhas de pesquisa empírica que buscam estimar os impactos de medidas monetárias sobre as variáveis econômicas reais, tais como o PIB e o estoque de capital, e nominais, mais precisamente, taxa de câmbio, nível geral de preços e inflação. Como será mostrado mais adiante, o objetivo é fornecer informações de ordem quantitativa, a fim de facilitar a tomada de decisão por parte dos *policymakers*.

Antes da análise dos efeitos econômicos da política monetária, no entanto, faz-se necessário conhecer as bases sobre as quais ela está assentada e depurar os seus mecanismos de funcionamento.

I.2 A Moeda, o Sistema Bancário e o Banco Central

Os governos lançam mão da política monetária por meio de agentes econômicos especializados, os chamados Bancos Centrais, via administração da oferta de certos tipos de ativos. Esses ativos, por sua vez, nada mais são do que obrigações do Banco Central que permitem às empresas, bancos e indivíduos realizar transações, assumir ou liquidar dívidas.

O Banco Central se inclui no chamado Sistema Financeiro, que se divide em dois grandes blocos: o sistema bancário ou monetário, responsável pela geração de meios de pagamento, e o sistema não-monetário ou não-bancário, que apenas realiza a intermediação de recursos. Os meios de pagamento, por seu turno, consistem na totalidade dos haveres possuídos pelo setor não-bancário e que são utilizados para a liquidação de dívidas em moeda nacional. São, portanto, os ativos de liquidez imediata do setor não-monetário da

economia, correspondendo à soma do saldo de papel moeda em poder do público¹, também chamado de moeda manual ou corrente, e o saldo de depósitos à vista nos bancos comerciais², também denominada moeda bancária ou escritural.

Com base no exposto acima, a criação de meios de pagamento fica a cargo do Banco Central, que detém o poder legal de emitir papel-moeda, e dos bancos comerciais. Juntas essas instituições formam o primeiro segmento do sistema financeiro, ou seja, o sistema bancário. O sistema não-monetário é formado pelas demais instituições financeiras, quais sejam, bancos de investimento e desenvolvimento, sociedades corretoras e distribuidoras, associações de poupança e empréstimo (APE), sociedades de crédito imobiliário (SCI), sociedades de crédito, financiamento e investimento (financeiras) e bancos múltiplos que não recebem depósitos à vista.³

Em parte por razões de conveniência e em parte por força da lei, os agentes participantes do sistema não-financeiro da economia necessitam manter estoques de obrigações do Banco Central que permitem a realização de transações e cujo total é usualmente chamado de Base Monetária. A Base Monetária é composta pelo papel-moeda em poder do público mais as reservas compulsórias e voluntárias dos bancos comerciais, constituindo o passivo monetário do Banco Central.

As reservas voluntárias são feitas para se atender o excesso de pagamentos frente a recebimentos na compensação de cheques entre os bancos, ou seja, elas são mantidas primeiramente com fins de liquidar obrigações interbancárias. Já as reservas compulsórias são exigidas por lei ou por regulamentação do Banco Central, sendo recolhidas a este como proporção dos depósitos à vista e a prazo. Ao procurar limitar a parcela de depósitos à vista que os bancos emprestam, estas últimas visam garantir uma segurança mínima ao sistema bancário. A essas reservas somam-se também os encaixes do sistema bancário, que nada

¹ O papel-moeda em poder do público é obtido subtraindo-se do saldo de papel-moeda emitido o caixa do Banco Central e o caixa em moeda corrente dos bancos comerciais, correspondendo ao saldo do papel-moeda emitido que não se encontra em poder do setor bancário.

² O título “bancos comerciais” é conferido a todas as instituições financeiras autorizadas a receber depósitos à vista do público.

³ A este respeito, consultar Simonsen (1995).

mais são do que o caixa dos bancos comerciais, ou seja, a moeda corrente guardada nos próprios bancos, a fim de compensar excesso de pagamentos sobre recebimentos em papel-moeda na “boca do caixa”.

As reservas bancárias, junto com o papel-moeda em poder do público, constituem, portanto, as obrigações do Banco Central detidas pelos agentes a fim de fazer frente às suas obrigações. No que diz respeito à segurança do sistema bancário, vale mencionar que os depósitos à vista, efetuados pelo público em bancos comerciais, possuem liquidez absoluta, constituindo obrigações ao par. Sendo assim, estas instituições devem manter reservas líquidas para fazer frente aos saques e à compensação de cheques, o que significa que apenas uma parte de suas captações é aplicada em títulos, ou imobilizada ou emprestada, sob o risco de apresentar problemas de liquidez no tocante ao atendimento das requisições de seus depositantes. Vê-se, então, que a habilidade dos bancos comerciais em realizar empréstimos depende de sua habilidade em captar recursos, ou seja, de criar depósitos, pois “com base em determinado nível de reservas fracionárias, os bancos comerciais criam poder de compra adicional em um sistema de reservas fracionárias, ao transformar os depósitos em empréstimos, dando poder de compra a ambos (depósitos e empréstimos).” (LOPES & VASCONCELLOS, 2000, pp. 57)

Muito embora os bancos também criem moeda, devido ao fato de manterem como reservas apenas uma fração dos depósitos à vista que captam do público, emprestando o excedente e abrindo novos depósitos, a criação da Base Monetária é direito exclusivo das autoridades monetárias. Além disso, a criação de moeda não implica criação de riqueza. Nas palavras de Mankiw (2004):

“Note que embora o sistema bancário com reserva fracionária crie moeda, ele não cria riqueza. Quando um banco empresta parte de suas reservas, ele permite que o tomador do empréstimo se habilite a fazer transações e, por conseguinte, aumentar a oferta monetária. Mas o tomador de empréstimo também está assumindo uma dívida com o banco, de forma que o empréstimo

não o faz mais rico. Em outras palavras, a criação de moeda pelo sistema bancário aumenta a liquidez da economia, e não sua riqueza.” (pp.332)

Dessa forma, conclui-se que a oferta de moeda e, portanto, a liquidez da economia está certamente relacionada ao tamanho da Base Monetária, sofrendo influência direta das autoridades monetárias: expansões da Base Monetária tendem a promover uma expansão dos meios de pagamento, da mesma forma que contrações da Base Monetária levam a contrações dos meios de pagamento, reduzindo a liquidez da economia. Como a manutenção da Base Monetária é de competência do Banco Central, esta instituição goza de poder de influenciar a liquidez da economia. De fato, é por meio do direito exclusivo de criação da Base Monetária que as autoridades monetárias conduzem a Política Monetária, via troca de obrigações contra o Banco Central por outras obrigações contra o governo – tipicamente títulos da dívida pública – em mercados nos quais esses ativos são transacionados livremente.

Uma importante conclusão a ser tirada do exposto acima é que a Política Monetária, da forma como é implementada, via troca de obrigações, só é possível pela existência da política fiscal, em seu sentido usual, que diz respeito à capacidade de tributação do governo, aos gastos e à necessidade de financiamento, via tomada de empréstimos de todo gasto acima das receitas governamentais. Este ponto será mais bem esclarecido adiante, na seção I.3.1 acerca das operações de *open-market*.

I.3 Os Três Instrumentos da Política Monetária

Como já mencionado, os principais objetivos da política monetária têm sido, nas últimas décadas, a manutenção da estabilidade do nível de preços – o que significa impedir quadros de inflação ou deflação crescentes – e promover níveis elevados de produção e emprego. Outros objetivos usualmente apontados incluem a promoção da estabilidade do setor financeiro e a manutenção de saldos positivos da Balança Comercial, bem como do Balanço de Pagamentos.

Com vistas a implementar políticas para atingir os objetivos acima, as autoridades monetárias dispõem de três instrumentos, a saber: operações de *open-market*, a política de redesconto e as reservas compulsórias.

I.3.1 Operações de *Open-Market*

As operações de *open-market* são o procedimento mais comum pelo qual o Banco Central aumenta ou reduz a base monetária, o que é feito via compra ou venda de títulos de dívida – normalmente títulos da dívida pública – em “mercado aberto”. Quando o Banco Central compra títulos, em contrapartida aos títulos adquiridos, realiza pagamentos por meio de uma operação contábil que aumenta o saldo da conta de reservas do banco que vendeu os títulos. Ao fazer isso, expande o volume de reservas que o sistema bancário como um todo detém. De maneira inversa, quando o Banco Central vende títulos de sua carteira, obtém o pagamento debitando a conta de reserva do banco comprador, reduzindo assim, o volume total de reservas.

Apesar de os bancos comerciais realizarem operações de compra e venda de reservas entre si no mercado interbancário, nenhum participante desse mercado que não o Banco Central pode aumentar o volume total de reservas que os bancos detém coletivamente. Vale dizer que as reservas normalmente apresentam elevado custo de oportunidade, uma vez que são remuneradas de acordo com baixas taxas de juros – normalmente iguais a zero – determinadas pelo Banco Central. Sendo assim, todo banco comercial que detém reservas acima do nível normalmente necessário procura desfazer-se do excesso em prol de outros ativos, como títulos da dívida pública, ações, debêntures e demais papéis de rentabilidade mais elevada.

Quando o sistema bancário detém reservas em excesso, cresce a procura por outros tipos de ativos por parte dos bancos comerciais, que tentam se desfazer de parte de suas reservas. Na ausência de outra força atuando no mercado ao mesmo tempo, o resultado é o aumento do preço dos demais ativos, reduzindo a taxa de juros obtida pelos investidores que os carregam. A queda nas taxas de juros dos ativos de curto prazo, em contrapartida,

leva a uma diminuição do custo de oportunidade dos bancos em reter reservas. Apenas quando a taxa de juros de mercado cai e se iguala ao nível ao qual o sistema bancário está disposto a manter o total de reserva ofertado pelo Banco Central, o sistema financeiro alcança o equilíbrio.

A mesma análise acima pode ser aplicada para o caso em que o sistema bancário apresenta escassez de reservas: os bancos procuram se desfazer de títulos da dívida pública, em troca de reservas. Como consequência, as taxas de juros do mercado se elevam, aumentando o custo de oportunidade de se reter reservas até o nível em que os bancos comerciais se dispõem a reter apenas a quantidade de reservas ofertada pelo Banco Central.

Com base no exposto, pode-se inferir que operações de mercado em que o Banco Central expande a base monetária, comprando títulos públicos, criam pressão de queda nas taxas de juros de curto prazo da economia, porque estimulam a demanda dos bancos comerciais por outros ativos. Pelo mesmo motivo, uma operação de *open-market* em que o Banco Central reduz a base monetária cria estímulo para o aumento das taxas de juros de curto prazo. Operando desta forma, o Bacen goza de influência sobre a taxa de juros de qualquer ativo de curto prazo que os bancos comerciais mantêm em carteira. Em outras palavras, as autoridades monetárias podem escolher determinada taxa de juros e fixá-la ao nível desejado.⁴

I.3.2 Reservas Compulsórias

O segundo instrumento de política monetária à disposição do Banco Central é a exigência de reservas, que consiste em regulamentações que impõem aos bancos comerciais uma razão reserva-depósito mínima, ou seja, que determinam o quanto de reservas os bancos comerciais devem manter em relação ao total de depósitos de que dispõem. Uma diminuição das exigências de reservas leva a uma redução da demanda por esses ativos, e tem basicamente o mesmo efeito que uma operação de *open-market* que expande a base monetária: ambas criam pressão de queda das taxas de juros. De modo inverso, um

⁴ Em muitos países, o Banco Central busca determinar a taxa de juros de *overnight* do mercado interbancário.

aumento das exigências de reservas é equivalente a uma contração da base monetária via operação de *open-market*. Apesar disso, as exigências de reservas são preteridas às operação de mercado aberto. Segundo Friedman (2000):

“Although in principle central banks could therefore carry out monetary policy by either means, in practice most central banks rely on open market operations most of the time, usually using changes in reserve requirements only to achieve more technical objectives having to do with the composition of the banking system’s liabilities.” (pp.8/9)

I.3.3 A Política do Redesconto

A terceira maneira pela qual o Banco Central pode alterar a oferta de reservas é por meio de empréstimos que essa instituição faz aos bancos comerciais. Os bancos comerciais, por sua vez, tomam emprestado da autoridade monetária quando se vêm com poucas reservas, insuficientes para atender à demanda.⁵ Neste caso, a variável relevante é a taxa de juros cobrada pelo Banco Central em seus empréstimos aos bancos comerciais, chamada de taxa de juros de redesconto.

A taxa de redesconto pode ser utilizada para sinalizar as taxas de juros a serem praticadas pelo mercado. Sabe-se que nenhum banco comercial pagará mais por um empréstimo do que a taxa de juros à qual ele pode tomar emprestado livremente do Banco Central e, de maneira análoga, também não irá se desfazer de nenhum título que lhe renda taxa de juros maior. Por esta razão, o Banco Central, ao determinar a taxa de redesconto, estabelece um piso para as demais taxas de juros de curto prazo do mercado.

⁵ Junto com as exigências de reservas compulsórias, a Política de Redesconto é usada pelo Banco Central para garantir a liquidez do sistema bancário. Por meio delas, a autoridade monetária busca impedir que os bancos menos cautelosos na concessão de crédito e na tomada de posições alavancadas, que apresentam ativos mais arriscados em suas carteiras ou descasamento entre o ativo e o passivo de seus balanços, deixem de fazer frente a suas obrigações com o público.

A despeito do exposto acima, o principal uso da política do redesconto diz respeito à disposição dos bancos em se tornarem mais ou menos ilíquidos.⁶ Segundo Lopes e Vasconcellos (2000):

“Se a taxa cobrada pelo Banco Central estiver muito acima da taxa de empréstimos dos bancos (de mercado), estes se mostrarão muito mais cautelosos na concessão de crédito, para limitarem o risco de ter de recorrer ao Bacen. Por outro lado, se a taxa cobrada por ele estiver abaixo da do mercado, é interessante para os bancos expandirem suas operações de crédito ao limite, inclusive tornando-se ilíquidos, e recorrerem aos empréstimos do Banco Central, obtendo um ganho nesta operação (a diferença entre a taxa que aplicou os recursos e a taxa ao Bacen).” (pp.68)

I.4 Mecanismos de Transmissão da Política Monetária

Como visto, as operações de Política Monetária do Banco Central ocorrem exclusivamente nos mercados financeiros. Para se entender a maneira pela qual essas ações de caráter puramente financeiro influenciam as decisões não-financeiras das firmas e dos demais agentes econômicos, afetando, portanto, as variáveis econômicas – como o produto, a demanda, o nível de preços, salários e taxa de câmbio – é necessário estudo de processos usualmente chamados de mecanismos de transmissão da política monetária.

Os mecanismos de transmissão são os processos pelos quais os efeitos dos instrumentos de política monetária são propagados, afetando os diversos mercados da economia. Esses processos normalmente são longos e sujeitos a defasagens, bem como a um elevado grau de incerteza, na medida em que as variações dos instrumentos, numa dada magnitude, não geram sempre os mesmos efeitos. Esta incerteza, vale frisar, diz respeito à dificuldade de avaliação da situação inicial da economia e de identificar os canais de

⁶ No Brasil, o redesconto nunca constituiu um importante instrumento de controle monetário, tendo servido a objetivos distintos das necessidades de liquidez decorrentes da operação dos intermediários financeiros. De fato, Lopes e Vasconcellos (2000) afirmam que apenas em 1996, mediante a criação da Taxa Básica Financeira (TBF) foram introduzidos instrumentos para que a política de redesconto fosse utilizada em sua forma clássica. (pp.68)

transmissão monetária⁷ que serão ativados após um estímulo de política monetária. É imperativo, portanto, conhecer o funcionamento dos diversos mecanismos de transmissão, saber em que circunstâncias se tornam predominantes e em que medida interagem uns com os outros. De acordo com Mishkin (1995):

“Monetary policy is a powerful tool, but one that sometimes has unexpected or unwanted consequences. To be successful in conducting monetary policy, the monetary authorities must have an accurate assessment of the timing and the effect of their policies on the economy, thus requiring an understanding of the mechanisms through which monetary policy affects the economy.” (pp.4)

Os canais de transmissão podem manifestar-se simultaneamente, sendo necessário isolar o efeito de cada um deles sobre a economia. Em circunstâncias específicas, dadas as condições da economia, um mecanismo pode prevalecer sobre os demais; também, por vezes, os canais podem anular efeitos uns dos outros, o que torna particularmente complexa sua análise. Adicionalmente, os mecanismos de comunicação com o público e de accountability do Banco Central – que permitem informar os agentes sobre os planos e os objetivos dos *policymakers*, bem como prestar contas sobre os resultados alcançados – têm importância considerável. Segundo Fuinhas (2002):

“O mecanismo de transmissão da política monetária pode, ainda, ser condicionado pela credibilidade de que goza a autoridade monetária, devido às implicações que tem sobre a intensidade que deve ser dada aos instrumentos de política monetária. De facto, a credibilidade da autoridade monetária pode, para além de instabilizar os canais de transmissão, potenciar os extremos e a duração do ciclo económico.” (pp.4)

Sendo assim, serão apresentados, a seguir, os principais mecanismos de transmissão da política monetária, que incluem efeitos sobre as taxas de juros, taxa de câmbio, efeitos sobre os preços dos demais ativos financeiros, bem como o chamado canal crédito de transmissão monetária.

⁷ Os termos “canal” e “mecanismo” são usados indistintamente ao longo do texto.

I.4.1 O Canal das Taxas de Juros

A transmissão da política monetária por meio do mecanismo das taxas de juros está presente na literatura econômica há mais de cinquenta anos e constitui o canal-chave do modelo keynesiano ISLM.⁸ A sensibilidade da despesa de consumo e de investimento à taxa de juros constitui a base para a compreensão deste mecanismo: em essência, as ações da autoridade monetária afetam as decisões de consumo e investimento via alterações no nível das taxas de juros.

A visão tradicional keynesiana por trás do modelo ISLM pode ser sintetizada da seguinte forma:

$$M\uparrow \Rightarrow i_r\downarrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow \quad (1)$$

na qual, ($M\uparrow$) indica uma política monetária expansionista, que leva a uma queda da taxa de juros real ($i_r\downarrow$), o que, por sua vez, diminui o custo do capital, provocando um aumento no nível de investimento ($I\uparrow$) e, dessa forma, levando a um aumento da demanda agregada e ao crescimento do produto ($Y\uparrow$).

Cabe aqui uma observação: embora Keynes originalmente defendesse que o funcionamento desse mecanismo se desse por meio de alteração nas decisões empresariais acerca dos gastos em investimento, pesquisas posteriores demonstraram a importância das decisões dos consumidores acerca de investimento imobiliário e gastos em bens de consumo duráveis, classificando-as também como decisões de investimento. Sendo assim, o “canal juros” de transmissão, da forma como exposto acima, se aplica igualmente aos gastos dos consumidores. Dessa forma, I representa também o investimento em imóveis (*residential housing*) e o gasto em bens de consumo duráveis.

⁸ O modelo ISLM foi originalmente apresentado por Hicks (1937), e se propunha a identificar, de forma analítica, as inovações presentes na *Teoria geral do emprego, do juro e da moeda* (Keynes, 1936).

Uma característica extremamente importante do “canal juros” é a tônica depositada nas taxas de juros reais, em detrimento das taxas de juros nominais. De fato, são as taxas de juros reais que afetam as decisões dos agentes com respeito ao volume de investimento a ser realizado. Adicionalmente, as decisões dos agentes de adquirir bens de consumo duráveis e de levar a cabo investimentos são predominantemente afetadas pelas taxas de juros reais de longo prazo, e não pelas taxas de juros reais de curto prazo. Não obstante, o “canal juros” considera que as taxas de juros de curto prazo contagiam as de prazos mais dilatados, dado que a estrutura a termo das taxas de juros pressupõe que as taxas de prazo mais longo são formadas pelas médias dos valores futuros esperados das taxas de juros de curto prazo. Como bem destaca Mishkin (1996):

“The key is sticky prices, so that expansionary monetary policy which lowers the short-term nominal interest rate also lowers the short-term real interest rate, and this would still be true even in a world with rational expectations. The expectations hypothesis of the term structure, which states that the long interest rate is an average of expected future short-term interest rates, suggests that the lower real short-term interest rate leads to a fall in the real long-term interest rate. These lower real interest rates then lead to rises in business fixed investment, residential housing investment, consumer durable expenditure and inventory investment, all of which produce the rise in aggregate output.” (pp.3)

O Banco Central, a fim de estimular a atividade econômica por meio de uma política monetária expansionista, pode aumentar as reservas do sistema bancário. Este aumento permite aos bancos comerciais conceder mais empréstimos. Não obstante, isto não implica uma mudança nas preferências dos agentes por tomada de empréstimos na composição de seus portfólios, de modo que a oferta maior de crédito é acompanhada por uma redução das taxas de juros, que pressionam para baixo as taxas de juros dos demais ativos. O impacto no mercado de bens e serviços ocorre mediante a descida das taxas de juros, que estimula a despesa.

É importante notar que o fato de as taxas de juros que afetam os gastos serem taxas de juros reais, em vez de nominais, permite que a política monetária afete a economia mesmo em episódios deflacionários, em que as taxas de juros nominais caem a zero. De

fato, mesmo com taxas de juros nominais iguais a zero, uma expansão da base monetária ($M \uparrow$) aumenta o nível de preços esperado ($P^e \uparrow$) e, conseqüentemente, a inflação esperada ($\pi^e \uparrow$). Como resultado, as taxas de juros reais caem, estimulando o gasto de acordo com o mecanismo exposto, ou seja:

$$M \uparrow \Rightarrow P^e \uparrow \Rightarrow \pi^e \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (2)$$

Esse mecanismo indica que a política monetária ainda pode ser eficaz, mesmo quando as autoridades monetárias reduzem as taxas de juros nominais a zero.

Taylor (1995) afirma que há forte evidência empírica acerca dos efeitos das taxas de juros sobre os gastos em investimento, o que torna o canal juros um forte mecanismo de transmissão da política monetária. Em suas palavras:

“In my estimated multicountry model (Taylor, 1993a), I find that all three components of fixed investment – business equipment, business structures and residential – are significantly related to the real interest rate in the United States. In every one of the G-7 countries, fixed investment is negatively related to the real interest rate. I also have found that consumption and inventory investment are highly sensitive to real interest rates in most of these countries.” (pp.22)

A posição de Taylor, no entanto, é controversa. Muitos pesquisadores, como, por exemplo, Bernanke e Gertler (1995), argumentam que os estudos empíricos têm apresentado grandes dificuldades em identificar efeitos significativos das taxas de juros sobre o custo de capital. De fato, esse aparente fracasso empírico do “canal juros” serviu de estímulo para a pesquisa de outros mecanismos de transmissão da política monetária, especialmente o de crédito.

I.4.2 Canais de Preço dos Demais Ativos

Uma objeção-chave da teoria monetarista acerca do paradigma da ISLM na análise dos efeitos da política monetária sobre a economia diz respeito ao fato de este tipo de

abordagem se concentrar apenas no preço da moeda, ou seja, na taxa de juros, em vez de observar variações nos preços de um conjunto de ativos.

Segundo os monetaristas, os efeitos de um impulso monetário que altera os estoques reais e nominais da moeda vão além de uma simples mudança em uma taxa de juros de curto prazo. Impulsos monetários alteram os preços em vigor, bem como os preços esperados, de uma variedade de ativos domésticos e estrangeiros. De fato, as diversas taxas de juros, bem como suas estruturas a termo, são tidas como sensíveis à atuação da política monetária. Além disso, a abordagem do “efeito liquidez”⁹ para a explicação dos efeitos de uma mudança não antecipada do estoque nominal de moeda sobre os preços relativos e as variáveis econômicas reais é considerada incompleta. Nas palavras de Meltzer (1995):

“To a monetarist, this answer is at best partial and incomplete. A monetary impulse changes the stock of money relative to the stocks of other domestic and foreign assets, and changes the marginal utility (product) of these other assets and the marginal utility of consumption. Money holders attempt to restore equilibrium by equating the ratios of the marginal utilities to the relative prices of all assets and current production and consumption. This involves changes in many relative prices, in spending and in asset portfolios.”
(pp.52)

Sendo assim, os monetaristas procuram desenvolver modelos de mecanismos de transmissão nos quais outros preços relativos de ativos e a riqueza real transmitem os efeitos da política monetária. Existem dois ativos relevantes, além dos títulos, que recebem atenção considerável da literatura sobre mecanismos de transmissão monetária: a taxa de câmbio e as ações.

⁹ O “efeito liquidez” está ligado à existência de defasagens na transmissão da política monetária. Por conta dessas defasagens, os efeitos contemporâneos no produto e nos preços, decorrentes de uma variação não antecipada da oferta de moeda, são nulos. Sendo assim, e devido à procura real por moeda, uma mudança na oferta monetária altera a liquidez dos agentes, e leva, conseqüentemente, a uma variação em sentido oposto nas taxas de juros de curto prazo, tidas como uma medida desse efeito.

I.4.2.1 Canal da Taxa de Câmbio

Após o colapso do sistema de câmbio fixo, adotado no pós-guerra, e o advento do regime de câmbio flexível na década de 1970, os valores das moedas nacionais passaram a sofrer forte volatilidade. Juntamente com a crescente internacionalização das economias mundiais, este processo mudou a pesquisa sobre a transmissão da política monetária via efeitos de variações nas taxas de câmbio sobre as exportações líquidas.

O canal da taxa de câmbio também se baseia em variações nas taxas de juros. Como visto, o Banco Central pode afetar as taxas de juros nominais de curto prazo da economia, implicando, por sua vez, variações nas taxas de juros reais. Essas variações levam a alteração na taxa de câmbio real. Por fim, variações nas taxas de juros induzem alterações nos portfólios dos agentes, como reação às mudanças das taxas de rendimento dos ativos e da taxa de câmbio.

Para se compreender o mecanismo de transmissão via taxa de câmbio, deve-se supor livre mobilidade de capitais e taxas de câmbio flexíveis. Uma política monetária contracionista leva a um aumento das taxas de juros reais do país, criando um diferencial entre as taxas de juros domésticas e as taxas de juros internacionais. Isso torna os depósitos em moeda nacional mais atrativos relativamente a depósitos em moeda estrangeira, levando a um aumento nos depósitos em moeda nacional relativamente aos depósitos denominados em moeda estrangeira e, conseqüentemente, a uma queda na demanda por divisas, o que implica apreciação da taxa de câmbio (denotada por $E\downarrow$). Supondo não haver variação nos preços domésticos e externos no mesmo período, pode-se inferir que a taxa de câmbio real também sofre apreciação ($e\downarrow$). Segundo Taylor (1995):

“Hence, one sees in theory how monetary policy can affect the exchange rate: if central bank takes actions to raise the short-term interest rate, then, according to this interest rate parity relationship, the exchange rate should rise in order that expectations of an exchange rate decline can equalize rates of return at home and abroad. A positive relationship should exist between the exchange rate and the interest rate differential between any two countries.”
(pp.15/16)

Os produtos domésticos tornam-se então mais caros em relação aos produtos estrangeiros. Esse aumento nos preços relativos leva a uma perda de competitividade da produção interna e a uma conseqüente queda no nível das exportações líquidas ($NX\downarrow$), o que leva a uma queda do produto agregado. O mecanismo acima pode ser esquematizado da seguinte forma:

$$M\downarrow \Rightarrow i\uparrow \Rightarrow E\downarrow \Rightarrow e\downarrow \Rightarrow NX\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \quad (3)$$

Como última observação, vale dizer que esse canal influencia também o nível de preços: uma variação da taxa de câmbio afeta diretamente o preço doméstico dos bens comercializáveis no mercado internacional (*tradables*). A esse efeito direto, somam-se mais dois efeitos indiretos da taxa de câmbio sobre o nível de preços. O primeiro diz respeito ao uso de matérias-primas importadas na elaboração de bens domésticos. Uma mudança da taxa de câmbio leva a uma variação, em sentido oposto, do custo de produção desses bens, o que torna provável um reajuste de seus preços. Em particular, uma apreciação da taxa de câmbio reduz o custo de produção dos bens que utilizam insumos importados, o que possibilita uma redução de seus preços.

O segundo efeito indireto está ligado à substituição de bens domésticos por similares importados: a diminuição dos preços relativos dos bens importados, por conta da apreciação cambial, promove o deslocamento de parte da demanda por bens domésticos, que passa a ser direcionada a similares importados. Como resultado, verifica-se uma menor pressão sobre o nível de preços domésticos.

Como será mostrado no Capítulo II, a relação entre a taxa de câmbio e o nível de preços desempenhou importante papel no cenário econômico brasileiro logo após a implementação do Plano Real. Segundo Mendonça (2001), a importação de bens foi incentivada como forma de neutralizar um possível aumento dos preços internos, que seria estimulado pelo incremento da demanda após a súbita redução do imposto inflacionário. Além disso, quando do abandono da âncora cambial, no primeiro trimestre de 1999, o vínculo direto da taxa de câmbio e o preço dos bens *tradables* e dos insumos industriais foi

fonte de preocupação para a equipe econômica, que, por meio das elevadas taxas praticadas no período, logrou neutralizar uma possível alta do nível de preços.

I.4.2.2 Canais do Preço das Ações (*Equity Price Channels*)

Existem dois canais, envolvendo o preço das ações, que se mostram importantes para a transmissão da Política Monetária. São eles: a “Teoria de investimento do q de Tobin” e o “Efeito da Riqueza sobre o Consumo”.

I.4.2.2.1 Teoria do q de Tobin (*Tobin's q Theory*)

A “Teoria do q de Tobin” procura mostrar o mecanismo por meio do qual a política monetária afeta a economia via efeito sobre o valor das ações.¹⁰ Tobin define o “ q ” como a razão entre o valor de mercado das ações das firmas, dividido pelo seu respectivo custo de reposição do capital. Dessa forma, a análise de investimento das firmas é reduzida à análise do valor de “ q ”.

Se a razão “ q ” é elevada – particularmente, maior do que a unidade – o valor de mercado das ações das firmas é alto relativamente ao custo de reposição do capital e, logo, novas plantas e equipamentos são baratos em relação ao valor das firmas. Sendo assim, as empresas podem emitir ações com preços elevados relativamente aos gastos em investimento em equipamentos e plantas. Nestes casos em que as firmas conseguem adquirir volume considerável de bens capital com uma emissão reduzida de ações, o gasto em investimento se eleva. Por outro lado, quando o valor de “ q ” é baixo ($q < 1$), o valor de mercado das firmas é baixo relativamente ao custo de capital, o que desestimula a aquisição de novos bens de capital. Nas palavras de Mishkin (1996):

“On the other hand, when q is low, firms will not purchase new investment goods because the market value of firms is low relative to the cost of the capital. If companies want to acquire capital when q is low, they can buy

¹⁰ Ver Tobin (1969).

another firm cheaply and acquire old capital instead. Investment spending will be low.” (pp.6)

Como demonstrado, existe uma relação direta entre o “q” de Tobin e o gasto em investimento. A questão que se apresenta, portanto, diz respeito ao impacto das decisões de política monetária sobre o preço das ações. Segundo a perspectiva monetarista, quando a oferta de moeda aumenta, é gerado um desequilíbrio no mercado monetário, uma vez que a oferta real de moeda supera o volume real deste ativo que os agentes desejam manter em suas carteiras. A maneira pela qual o público busca se desfazer desse excesso é via aumento de gastos, e um dos mercados para os quais esse gasto é direcionado é o mercado de ações. O aumento da demanda por ações eleva seu preço, o que, em contrapartida, eleva o “q” de Tobin e estimula as firmas a investir.

Outra forma de interpretar os efeitos da política monetária sobre o mercado acionário é apresentada pela corrente keynesiana. Segundo seus seguidores, uma queda nas taxas de juros, provocada por uma política monetária expansionista, torna os títulos ativos menos atraentes¹¹ que as ações, o que estimula a demanda por ações, elevando seus preços. Chega-se, dessa forma, à mesma conclusão: uma política monetária expansionista eleva os preços das ações ($P_e \uparrow$), o que faz aumentar a razão “q” ($q \uparrow$) e, conseqüentemente, estimula o gasto em investimento ($I \uparrow$). O mecanismo acima pode ser esquematizado da seguinte forma:

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow e \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (4)$$

I.4.2.2.2 Efeito da Riqueza sobre o Consumo (*Wealth Effects*)

Este canal complementa a visão anterior sobre os efeitos da política monetária, estendendo a análise do mercado acionário para além das decisões de investimento. A lógica econômica deste mecanismo é defendida por Franco Modigliani, em seu modelo IT-

¹¹ Como mostrado, uma política monetária expansionista, ao aumentar a base monetária, promove uma elevação dos preços dos títulos, reduzindo a taxa de juros que esses ativos pagam.

Penn-SSRC (MPS).¹² No modelo do ciclo de vida de Modigliani, o consumo é determinado pelos recursos que os agentes esperam obter ao longo de todo o seu tempo de vida – que consistem em capital humano, capital físico e a riqueza financeira – e pelas expectativas de gastos.

A existência e o bom funcionamento dos mercados financeiros são fundamentais para a validade desse modelo, pois o planejamento do consumo ao longo do tempo de vida só é possível se os consumidores podem deslocar renda dos períodos em que ela é mais elevada – nos quais ela supera a necessidade de consumo – para os períodos em que ela é mais baixa. Com a possibilidade de poupança, o consumo se torna mais estável e regular ao longo do tempo, pois os consumidores podem, então, distribuir seus recursos de toda sua vida de forma a maximizar sua utilidade intertemporal.

Vale ressaltar que, no modelo do ciclo de vida, o consumo depende tanto da renda quanto da riqueza dos agentes. Um dos principais componentes da riqueza financeira é o estoque de ações que os agentes possuem. Quando o valor das ações sobe, o valor da riqueza financeira se eleva ($RF \uparrow$), aumentando o volume de recursos detidos pelos consumidores ao longo de seu ciclo de vida. Como resultado, o gasto em consumo se eleva ($C \uparrow$). Uma expansão monetária, que leva o preço das ações, afeta a renda segundo o mecanismo abaixo:

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow RF \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (5)$$

Com respeito a esse último canal, Mendonça (2001) faz uma observação pertinente acerca do caso brasileiro:

“Vale ressaltar que o canal de preço dos ativos é relevante para países como Estados Unidos e Inglaterra, entretanto, no caso da economia brasileira, a participação de consumidores no mercado acionário é desprezível, o que esse mecanismo de transmissão de pouca relevância prática para o Brasil.” (pp.69)

¹² Ver Modigliani (1971).

I.4.2.2.3 Canal dos Preços dos Imóveis e dos Terrenos (*Housing and Land Price Channels*)

Este canal pode ser estudado com base nos mecanismos de transmissão da “Teoria do q de Tobin” e do “Efeito da Riqueza sobre o Consumo”. De fato, o “ q ” de Tobin se aplica diretamente ao preço dos imóveis, tratados aqui como ativos. Um aumento nos preços dos imóveis eleva o seu valor relativamente a seu custo de reposição, o que, em contrapartida, eleva o “ q ” de Tobin relacionado a esses ativos, estimulando novos investimentos imobiliários. De maneira oposta, uma contração monetária, que leva a uma diminuição do valor dos terrenos e imóveis¹³ relativamente ao seu custo de reposição. Com a diminuição de seu “ q ”, verifica-se um declínio do gasto em ativos do setor imobiliário.

No tocante ao “Efeito da Riqueza sobre o Consumo”, vale notar que os terrenos e os imóveis são ativos que apresentam peso elevado na composição da riqueza dos agentes, de modo que um aumento em seus preços expande a riqueza, estimulando o consumo. Sendo assim, expansão monetária que eleva o preço dos terrenos e imóveis, via canal do “ q ” de Tobin ou do Efeito da Riqueza, leva a uma expansão da demanda agregada.

I.4.3 Os Canais do Crédito (*Credit Channels*)

Insatisfações com respeito às teorias que procuram explicar como as variações das taxa de juros, promovidas pela política monetária, afetam o gasto em ativos duráveis (*long-lived assets*) levaram ao desenvolvimento de uma nova visão do mecanismo de transmissão monetária. Segundo Bernanke e Gertler (1995):

“One problem is that, in general, empirical studies of supposedly ‘interest-sensitive’ components of aggregate spending have in fact had great difficulty

¹³ Como afirmado, os terrenos e os imóveis são considerados ativos e, por isso, uma contração monetária diminui a demanda dos agentes por esses bens, resultando em queda de preços do setor imobiliário. Inversamente, expansões monetárias levam a um aumento da demanda dos agentes por ativos imobiliários, elevando seus preços.

in identifying a quantitatively important effect of the neoclassical cost-of-capital variable (...) Beyond the problem of weak cost-of-capital effects in estimated spending equations, there is a presumption that monetary policy should have its strongest influence on short-term interest rates (...) Conversely, monetary policy should have a relatively weaker impact on long-term rates, especially real long-term rates. It is puzzling, therefore, that monetary policy apparently has large effects on purchases of long-lived assets, such as housing or production equipment, which – to the extent that they are sensitive to interest rates at all – should be responsive primarily to real long-term rates.” (pp.27/28)

Sendo assim, as novas teorias acerca do mecanismo de transmissão monetária enfatizam o problema da informação assimétrica em mercados financeiros, que também está relacionado ao problema dos custos de verificação e *enforcement* de contratos financeiros. De acordo com Mishkin (1996), “*costly enforcement and verification are closely related to asymmetric information because the existence of asymmetric information is one of the major reasons why the verification and enforcement of financial contracts are so costly*”. (pp.8)

As assimetrias de informação, nos mercados financeiros, amplificam as variações das taxas de juros de curto prazo desencadeadas pelo Banco Central. Segundo as teorias acerca dos “Canais do Crédito”, os efeitos da política monetária sobre as taxas de juros são ampliados por mudanças endógenas no prêmio de financiamento externo (*external finance premium*), entendido aqui como a diferença de custo entre os fundos que as empresas obtêm de forma externa (via emissão de ações ou títulos de dívida) e os fundos gerados internamente (via retenção de lucros).

O tamanho desse prêmio, por sua vez, reflete imperfeições nos mercados de crédito, que levam a um diferencial entre o retorno esperado recebido pelos emprestadores de fundos e os custos enfrentados pelos tomadores de empréstimo em potencial. Sendo assim, “*a change in monetary policy that raises or lowers open-market interest rates tends to change the external finance premium in the same direction.*” (BERNANKE & GERTLER, 1995, pp.28) Por conta desse efeito adicional da política monetária sobre o prêmio de

financiamento externo, o impacto da política monetária no custo dos empréstimos – e, conseqüentemente, no gasto real e no nível real da atividade – é ampliado.

Com base no exposto acima, deve-se ressaltar que os canais do crédito não são distintos ou independentes dos mecanismos de transmissão monetária tradicionais, mas sim uma série de fatores que ampliam e propagam os efeitos convencionais das taxas de juros. Vale ainda dizer que existem dois canais de transmissão monetária que surgem como resultado dos problemas de informação em mercados de crédito: o “canal de empréstimos bancários” e o “canal de balanços”, que serão abordados nas seções seguintes.

I.4.3.1 O Canal do Crédito Bancário (*Bank Lending Channel*)

O canal de empréstimos bancários está baseado na visão de que os bancos têm importância fundamental nos mercados financeiros, sendo devidamente capacitados para resolver os problemas de informação assimétrica nos mercados de crédito. Em outras palavras, os bancos são hábeis em lidar com certos tipos de tomadores de empréstimo, especialmente pequenas firmas, com relação às quais os problemas de informação assimétrica podem ser bastante pronunciados. As grandes firmas, no entanto, podem acessar os mercados de crédito diretamente, via emissão de títulos ou ações, sem necessitar de intermediação financeira dos bancos.

Supondo não haver perfeita substituição entre depósitos bancários (*retail bank deposits*) e outras formas de fundos, o canal do crédito bancário funciona como exposto a seguir. Uma expansão monetária, que aumenta o nível de reservas e depósitos bancários, expande a quantidade de fundos emprestáveis disponíveis. Dado o papel dos bancos no mercado de crédito, esse aumento nos empréstimos leva a uma elevação nos gastos em investimento e, possivelmente, em consumo. Esquemáticamente, o efeito da política monetária pode ser visto como:

$$M\uparrow \Rightarrow \text{depósitos bancários}\uparrow \Rightarrow \text{empréstimos bancários}\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow \quad (6)$$

Como importante implicação do mecanismo do crédito bancário, nota-se que a política monetária tem maior efeito sobre o gasto de pequenas firmas, mais dependentes de

empréstimos bancários, do que sobre as grandes firmas, que podem acessar os mercados de crédito diretamente, via emissão de ações ou títulos de dívida, sem a intermediação bancária.

Por fim, é necessário dizer que dúvidas acerca do mecanismo do crédito bancário têm sido levantadas pela literatura econômica. A crítica mais expressiva diz respeito ao declínio da importância da intermediação bancária, de modo que os bancos hoje gozam de papel menos relevante nos mercados de crédito do que o verificado nas décadas de 1950, 1960 e 1970. Em outras palavras, afirma-se aqui a perda de relevância do canal do crédito bancário.

“In summary, because of financial deregulation and innovation, the importance of the traditional bank lending channel has most likely diminished over time. While we believe this channel is still empirically relevant, obtaining sharp measurements of its potency is a challenging task.” (BERNANKE & GERTLER, 1995, pp.42)

I.4.3.2 Os Canais de Balanços Patrimoniais (*Balance-Sheet Channels*)

O canal de balanços também deriva da presença de problemas de informação assimétrica nos mercados de crédito. Não obstante, diferentemente do canal do crédito bancário, esse mecanismo, de forma alguma, apresenta declínio em importância.¹⁴

A lógica por trás do *balance-sheet channel* pode ser anunciada da seguinte forma: quanto menor o patrimônio líquido das firmas, maiores são os problemas de seleção adversa (*adverse selection*) e risco moral (*moral hazard*) envolvidos nas operações de empréstimos a essas firmas. Isto se dá porque, face a um menor patrimônio líquido, os tomadores de empréstimo possuem menos colateral¹⁵ para oferecer como garantia aos recursos obtidos. Sendo assim, os emprestadores vêem as possíveis perdas oriundas de

¹⁴ A este respeito, ver Bernanke e Gertler (1995).

¹⁵ Nas palavras de Mendonça (2001): “Garantia extra que se dá a um credor, além da que presumivelmente seria suficiente. Em outras palavras, o colateral é utilizado quando o credor não se sente seguro de que a garantia normal poderá suprir seus prejuízos eventuais.” (pp.70)

seleção adversa se elevar. Como resultado, verifica-se uma redução do volume de recursos direcionados ao financiamento de gastos em investimento. Soma-se ao problema de seleção adversa o aumento do risco moral. Uma redução do patrimônio líquido implica uma queda no valor das ações e uma conseqüente perda de valor de mercado por parte das firmas. Isso estimula os proprietários das empresas a buscar maior rentabilidade e, por conseguinte, a se engajar em projetos mais arriscados de investimento. Uma vez que o emprego de recursos em projetos desta natureza aumenta a probabilidade de *default*, uma queda no patrimônio líquido das firmas leva, também sob esta ótica, a uma diminuição dos empréstimos e, concomitantemente, dos gastos em investimento.

A política monetária pode afetar o balanço patrimonial das firmas de muitas maneiras. Políticas monetárias expansionistas ($M\uparrow$) – que elevam o preço das ações, da forma como explicitado na seção I.4.2.2.1 – aumentam o patrimônio líquido das firmas. Em resposta, expandem-se os gastos em investimento ($I\uparrow$) e, conseqüentemente, a demanda agregada ($Y\uparrow$), uma vez que os problemas ligados à seleção adversa e ao risco moral se tornam menos relevantes, permitindo um direcionamento maior de recursos para o financiamento de investimento ($R_I\uparrow$). A análise acima pode ser esquematizada como se segue:

$$M\uparrow \Rightarrow P^e\uparrow \Rightarrow \text{seleção adversa}\downarrow \ \& \ \text{risco moral}\downarrow \Rightarrow R_I\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow \quad (7)$$

Outra forma pela qual a política monetária afeta o balanço das firmas está ligada à variações da taxa de juros. Uma política monetária expansionista, que reduz as taxas de juros nominais, também promove uma melhora nos balanços patrimoniais das firmas e um aumento do nível de investimento, uma vez que “*it raises cash flow, thereby reducing adverse selection and moral hazard problems.*” (MISHKIN, 1996, pp.11) A representação esquemática deste efeito é mostrada abaixo.

$$M\uparrow \Rightarrow i\downarrow \Rightarrow \text{Fluxo de Caixa}\uparrow \Rightarrow \text{seleção adversa}\downarrow \ \& \ \text{risco moral}\downarrow \Rightarrow R_I\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow \\ \Rightarrow Y\uparrow \quad (7)$$

Um ponto que merece destaque é o fato de que, no canal de balanços, a despeito dos pressupostos do canal da taxa de juros, é a taxa de juros nominal que afeta o nível de investimento. Enquanto no canal tradicional da taxa de juros é a taxa de juros real, em vez da nominal, que altera as decisões de investimento, no *balance-sheet channel*, é a taxa de juros nominal que, via efeitos sobre o fluxo de caixa das empresas, imprime novo ritmo de gastos.

Um mecanismo relacionado aos canais do crédito e que envolve também o problema da seleção adversa é o “fenômeno do racionamento de crédito”, segundo o qual políticas monetárias expansionistas, que reduzem as taxas de juros, estimulam o produto agregado. De acordo com este canal de balanços, o racionamento de crédito ocorre quando, aos tomadores de empréstimo, é negado crédito, mesmo que esses agentes estejam dispostos a pagar uma taxa de juros mais elevada. Isto se dá porque *“individuals and firms with the riskiest investment projects are exactly the ones who are willing to pay the highest interest rates since, if the high-risk investment succeeds, they will be the primary beneficiaries.”* (MISHKIN, 1996, pp.12) Sendo assim, taxas de juros maiores aumentam os problemas de seleção adversa, enquanto taxas de juros menores o reduzem.

Políticas monetárias expansionistas, ao reduzirem as taxas de juros, estimulam os agentes a tomar empréstimos. Dessa forma, os tomadores que apresentam risco de *default* tornam-se uma fração menor do total de tomadores de empréstimos em potencial, de modo que os demais agentes tornam-se mais propensos a emprestar, aumentando tanto o investimento quanto o produto, de acordo com o raciocínio apresentado neste tópico.

Um terceiro canal de balanços opera por meio de efeitos da política monetária sobre o nível geral de preços. Um aumento inesperado no nível de preços diminui o valor das obrigações das firmas, uma vez que os contratos que dizem respeito às dívidas das empresas são fixados em termos nominais. Não obstante, o valor real dos ativos das firmas não sofre redução, de forma que expansões monetárias que promovem um aumento inesperado do nível de preços ($P \uparrow$) aumenta o patrimônio líquido das empresas. Como visto, esse aumento do patrimônio líquido reduz os problemas relacionados à seleção

adversa e ao risco moral, concorrendo para o aumento do nível de atividade e, conseqüentemente, da renda agregada.

$$\begin{aligned} M\uparrow \Rightarrow i\downarrow \Rightarrow P \text{ inesperado}\uparrow \Rightarrow \text{seleção adversa}\downarrow \& \text{ risco moral}\downarrow \Rightarrow R_I\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow \\ \Rightarrow Y\uparrow \quad (8) \end{aligned}$$

I.5 A Não-Neutralidade da Moeda

Nas seções anteriores, foram apresentados diversos mecanismos por meio dos quais a política monetária afeta a economia, promovendo alterações nas taxas de juros, nas taxas de câmbio, no nível de investimento, no preço de outros ativos e, por fim, no produto agregado. Todos esses movimentos são desencadeados por mudanças, promovidas pelo Banco Central, na base monetária, e, conseqüentemente, no estoque de moeda dos agentes econômicos. Apesar disso, existe uma longa discussão na literatura econômica sobre os efeitos da moeda sobre as variáveis econômicas reais. Segundo Blanchard (1990):

“Much of the research on economic fluctuations has focused on the effects of nominal money on output. This is not because money is the major source of movements in output; it is not. Rather, it is because economic theory does not lead us to expect such effects. Indeed, it holds that, with flexible prices, money should be approximately neutral, with changes in nominal money being reflected in nominal prices rather than in output.” (pp.780)

Diversos estudos empíricos têm mostrado que uma política monetária contracionista, que promove uma elevação nas taxas de juros nominais, tende a ser seguida de redução no nível da atividade econômica, enquanto políticas monetárias expansionistas geram aumento do nível de produto e de emprego.¹⁶ Por conta das fortes evidências empíricas, diversas abordagens teóricas, que almejam esclarecer os motivos pelos quais a moeda afeta o produto agregado e as taxas de desemprego, têm sido levantadas.

¹⁶ A este respeito, ver Blanchard (1990).

Desde Keynes até meados da década de 1970, muitos pesquisadores defendiam a chamada síntese neoclássica, segundo a qual variações no estoque nominal de moeda levava a mudanças na demanda agregada e, por sua vez, a mudanças no estoque real de moeda e no nível real de produto. A razão apontada era a suposta rigidez de preços e salários, que se ajustavam de maneira mais lenta a mudanças no nível de emprego e de produto.

Com o tempo, surgiram modelos que buscavam dar conta das falhas nas teorias anteriores. Neste grupo, tomam parte os modelos que relaxavam a hipótese de informação perfeita, como o modelo de Lucas, segundo o qual, mesmo sob condições de informação imperfeita, variações no estoque nominal de moeda podiam afetar o nível real de produto agregado. Pesquisas subseqüentes focaram as decisões intertemporais das firmas e dos consumidores, procurando esclarecer como choques monetários poderiam promover efeitos persistentes e consideráveis sobre a renda real.

Modelos mais recentes têm se baseado na hipótese de competição imperfeita. Além disso, pesquisadores como Fisher e Taylor, no final da década de 1970, introduziram expectativas racionais aos modelos de determinação de preços e salários e, ainda assim, obtiveram resultados que corroboraram a idéia de efeitos de longa duração de variações no estoque nominal de moeda sobre o produto real. Esses últimos modelos, apesar da contribuição que deram à teoria econômica, pressupunham a existência de dois tipos de rigidez nominal.

“The first is that the elasticity of the desired real wage with respect to movements in employment be small; we can think of this as ‘real wage rigidity’. The second is that, in addition, nominal wages be preset for some period of time; we can think of that as ‘nominal wage rigidity.’
(BLANCHARD, 1990, pp.781)

Esses pressupostos, não obstante, não eram devidamente justificados. Outros modelos que se baseavam em competição imperfeita também obtiveram notoriedade, como o argumento do “custo de menu”, centrado em questões de rigidez nominal.¹⁷

Como mostrado acima, as principais justificativas para a não-neutralidade da política monetária estão centradas em questões ligadas a “informational issues, problems of signal extraction and expectation formation on one side, contracts, rigidities (nominal and real) and coordination problems on another.” (LUPORINI, 2006, pp.3)

Apesar das longas discussões teóricas e da falta de consenso na literatura econômica, a maioria dos economistas concorda que as ações das autoridades monetárias produzem efeitos reais na economia, alterando o nível de produto e emprego ao menos no curto prazo, o que, por si só, justifica a condução de pesquisas que procuram estimar como os principais agregados econômicos respondem a choques de política monetária.

¹⁷ Para uma discussão acerca dos modelos citados, consultar Blanchard (1990).

CAPÍTULO II- MODELOS DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR)

As seções a seguir visam fornecer as ferramentas econométricas necessárias à análise da transmissão da política monetária, a ser desenvolvida no capítulo subsequente. Primeiramente, apresenta-se o modelo VAR e derivam-se as condições de estacionariedade. Em seguida, expõe-se o conceito de causalidade de Granger. Por fim, discutem-se técnicas de estimação das funções impulso-resposta. Essas funções constituem o instrumento analítico selecionado para o estudo das respostas dinâmicas de variáveis econômicas reais e nominais a decisões de política monetária. Sendo assim, a precisão dos resultados obtidos neste trabalho depende diretamente da validade das hipóteses adotadas para o cálculo das *impulse-response functions*.

II.1 A Representação Matemática dos Modelos VAR

A abordagem estrutural da modelagem de séries temporais faz uso da teoria econômica para determinar as relações de interdependência entre as variáveis de interesse. Infelizmente, a teoria em si, em muitos casos, se mostra incapaz de prover especificações dinâmicas que identifiquem todas essas relações. Mais ainda, a estimação e a inferência apresentam complicações adicionais, devido ao fato de variáveis endógenas aparecerem em ambos os lados das equações.

Os problemas acima estimularam o desenvolvimento de abordagens alternativas, não-estruturais, à modelagem das relações entre diversas variáveis econômicas. Uma ferramenta de fundamental importância na literatura, em virtude de seu largo uso na previsão de sistemas de séries de tempo inter-relacionadas e na análise do impacto dinâmico de perturbações aleatórias nesses sistemas de variáveis, é o modelo de auto-regressão vetorial, doravante denominado VAR.

Nas palavras de Greene (2003):

“For purpose of analyzing and forecasting macroeconomic activity and tracing the effects of policy changes and external stimuli on the economy, researchers have found that simple, small-scale VARs without a possibly flawed theoretical foundation have proved as good as or better than large-scale structural equation systems. In addition to forecasting, VARs have

been used for two primary functions, testing Granger causality and studying the effects of policy through impulse response characteristics.” (pp. 587)

O tratamento das séries temporais por meio do VAR dispensa a modelagem estrutural ao tratar cada uma das variáveis endógenas como uma função de valores defasados de todas as variáveis endógenas do sistema. Além disso, o VAR tem se mostrado uma poderosa ferramenta para resumir as propriedades de primeiro e segundo momentos dos dados (CHRISTIANO ET AL, 1999, pp. 73). Segundo Hamilton (1994):

“Thus, a vector autoregression is a system in which each variable is regressed on a constant and p of its own lags as well as on p lags of each of the other variables in the VAR. Note that each regression has the same explanatory variables.” (pp. 258)

A representação matemática do modelo VAR para um vetor de variáveis de dimensão k é a seguinte:

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad (1)^{18}$$

Onde y_t é uma matriz de k colunas de variáveis endógenas e m é um vetor ($k \times 1$). A_1, \dots, A_p são matrizes ($k \times k$) dos coeficientes a serem estimados. Cabe notar que p é um inteiro não-negativo. Dessa forma, as variáveis escalares são expressas em termos de uma combinação linear dos seus valores defasados e de todas as outras variáveis do modelo, o que permite às equações do VAR especificar um sistema em que suas variáveis são movimentadas por choques correlacionados.

Deve-se acrescentar que e_t é um vetor de ruídos brancos (inovações) com as seguintes propriedades:

$$E(e_t) = 0 \quad \forall t \quad e \quad E(e_t e_\tau') = \begin{cases} \Omega & t = \tau \\ 0 & t \neq \tau \end{cases}$$

¹⁸ Por motivo de clareza de exposição e coesão do texto, a notação das fórmulas expressas neste trabalho difere daquelas utilizadas nas obras das quais foram extraídas.

Onde Ω é uma matriz de covariância positiva definida, por hipótese. Em virtude disso, os elementos do vetor e_t podem ser contemporaneamente correlacionados, mas não apresentam correlação serial, ou seja, não são correlacionados com seus próprios valores defasados, além de não apresentarem correlação com quaisquer variáveis pertencentes ao lado direito das equações.

A equação (I) pode ser reescrita como:

$$A(L)y_t = m + e_t \quad (2)$$

Aqui, $A(L)$ é uma matriz de operadores de defasagens polinomiais. As equações individuais podem ser apresentadas como segue:

$$y_{it} = m_i + \sum_{j=1}^p (A_j)_{i1} y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p (A_j)_{i2} y_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p (A_j)_{iK} y_{K,t-j} + e_{it} \quad (3)$$

Usando operadores de defasagens, o elemento da linha i e coluna j de $A(L)$ é um polinômio escalar em L:

$$A(L) = [\delta_{ij} - (A_1)_{ij} L^1 - (A_2)_{ij} L^2 - \dots - (A_p)_{ij} L^p] \quad (4)$$

Onde δ_{ij} é igual à unidade se $i=j$ e igual zero, caso contrário.

Um processo vetorial y_t é dito *covariance-stationary* se os seus primeiro e segundo momentos ($E[y_t]$ e $E[y_t y_{t-j}']$, respectivamente) são independentes do tempo t. Posto de outra forma, a estacionariedade implica que:

$$E(y_t) = \mu \quad \forall t$$

$$E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu)' = \begin{cases} \Omega, & j = 0 \\ 0, & j \neq 0 \end{cases}$$

Se o processo é *covariance-stationary*, pode-se tomar a esperança matemática de ambos os lados da equação (1) e calcular a média μ do processo:

$$\mu = m + A_1\mu + \dots + A_p\mu$$

Ou

$$\mu = (I_k - A_1 - \dots - A_p)^{-1}m$$

A equação (1) pode agora ser reescrita em termos de desvios em relação à média, da seguinte forma:

$$(y_t - \mu) = A_1(y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(y_{t-p} - \mu) + e_t \quad (5)$$

Uma vez que apenas valores defasados das variáveis endógenas aparecem do lado direito das equações, não há problema de simultaneidade, tampouco obstáculos à estimação via OLS, cujos resultados se mostram consistentes. Além disso, apesar de as inovações e_t se mostrarem correlacionadas contemporaneamente, OLS é eficiente e equivalente ao GLS, visto que todas as equações apresentam os mesmos regressores. (EViews, 2005, pp. 721) Sendo assim, sob a forma da equação (1), o VAR é particularmente simples de se estimar. Apesar de o sistema de equações poder se mostrar extenso, ele nada mais é do que um SUR (*seemingly unrelated regressions*) com regressores idênticos e, como tal, deve ter suas equações estimadas separadamente via OLS.

A matriz de covariância dos resíduos pode então ser estimada como a média da soma dos quadrados (ou *cross-products*) dos resíduos de mínimos quadrados ordinários. Deve-se acrescentar que, se os ruídos forem normalmente distribuídos, então os estimadores de mínimos quadrados são idênticos aos estimadores de máxima verossimilhança. Caso contrário, OLS continua a ser um estimador GMM (*Generalized Method of Moments*) eficiente.

É de fundamental importância ressaltar que o método de estimação acima sugerido só é válido se o processo em questão for *covariance-stationary*. Para a análise de estacionariedade, pode-se reescrever um VAR(p) como um VAR(1).

Reescrevendo um Var(p) como um VAR(1)

Defina ξ_t como sendo o vetor:

$$\underset{(kp \times 1)}{\xi_t} \equiv \begin{bmatrix} y_t - \mu \\ y_{t-1} - \mu \\ \vdots \\ y_{t-p+1} - \mu \end{bmatrix} \quad (6)$$

Tem-se então:

$$\underset{(kp \times kp)}{F} \equiv \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & A_3 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I_k & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_k & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I_k & 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\underset{(kp \times 1)}{v_t} \equiv \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (8)$$

Com isso, o VAR(p) da equação (V) pode ser reescrito como o seguinte VAR(1):

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + v_t \quad (9)$$

Além disso,

$$E(v_t v_\tau') = \begin{cases} Q, & t = \tau \\ 0, & t \neq \tau \end{cases}$$

Onde

$$Q_{(kp \times kp)} \equiv \begin{bmatrix} \Omega & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

II.2 Condições para a Estacionariedade

A equação (6) implica que:

$$\xi_{t+s} = v_{t+s} + Fv_{t+s-1} + F^2v_{t+s-2} + \dots + F^{s-1}v_{t+1} + F^s\xi_t \quad (10)$$

Segundo Hamilton (1994, pp. 259), “*in order for the process to be covariance-stationary, the consequences of any given e_t must eventually die out.*” Para que isso ocorra, todos os auto-valores da matriz F devem ter módulo menor do que um, ou seja, devem encontrar-se dentro do círculo unitário.

Proposição 1: Os auto-valores da matriz F em (7) satisfazem

$$\left| I_k \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - A_2 \lambda^{p-2} - \dots - A_p \right| = 0 \quad (11)$$

Sendo assim, um VAR(p) é *covariance-stationary* desde que $|\lambda| < 1$, para todos os valores de λ que solucionam (XI). Equivalentemente, o VAR é *covariance-stationary* se todos os valores z que satisfazem

$$\left| I_k - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p \right| = 0$$

encontram-se fora do círculo de raiz unitária.

Prova da Proposição 1:

Seguindo Hamilton (1994, pp. 285), temos que os auto-valores de F são os valores de λ para os quais o determinante abaixo é zero:

$$\begin{vmatrix} (A_1 - \lambda I_k) & A_2 & A_3 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I_k & -\lambda I_k & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_k & -\lambda I_k & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I_k & -\lambda I_k \end{vmatrix} \quad (12)$$

Deve-se agora multiplicar o bloco final de k colunas por $(1/\lambda)$ e somá-lo ao bloco anterior, da direita para a esquerda. Em seguida, multiplica-se cada uma das k colunas desse bloco resultante por $(1/\lambda)$, somando-se o resultado ao antepenúltimo bloco de colunas. Procedendo dessa maneira, o determinante em (12) revela-se igual ao determinante:

$$\begin{vmatrix} X_1 & X_2 \\ 0 & -\lambda I_{k(p-1)} \end{vmatrix} \quad (13)$$

Aqui, X_1 denota a seguinte matriz $(k \times k)$:

$$X_1 \equiv (A_1 - \lambda I_k) + (A_2 / \lambda) + (A_3 / \lambda^2) + \dots + (A_p / \lambda^{p-1})$$

X_2 , por sua vez, é uma matriz $[k \times k(p-1)]$.

Defina agora S como sendo a seguinte matriz $(kp \times kp)$:

$$S \equiv \begin{bmatrix} 0 & I_{k(p-1)} \\ I_k & 0 \end{bmatrix}$$

Cuja inversa é dada por:

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & I_k \\ I_{k(p-1)} & 0 \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicar a matriz em (13) por S e pós-multiplicá-la por S^{-1} não altera o determinante. Sendo assim, (13) é igual a:

$$\left| \begin{bmatrix} 0 & I_{k(p-1)} \\ I_k & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 & X_2 \\ 0 & -\lambda I_{k(p-1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & I_k \\ I_{k(p-1)} & 0 \end{bmatrix} \right| = \left| \begin{bmatrix} -\lambda I_{k(p-1)} & 0 \\ X_2 & X_1 \end{bmatrix} \right| \quad (14)$$

Calculando agora o determinante em (14), temos:

$$\left| \begin{bmatrix} -\lambda I_{k(p-1)} & 0 \\ X_2 & X_1 \end{bmatrix} \right| = (-\lambda)^{k(p-1)} |X_1| = (-\lambda)^{k(p-1)} |A_1 - \lambda I_k + (A_2 / \lambda) + (A_3 / \lambda^2) + \dots + (A_p / \lambda^{p-1})|$$

Mas

$$(-\lambda)^{k(p-1)} |X_1| = (-1)^{k(p-1)} (\lambda^{k(p-1)} / \lambda^{k(p-1)}) (-1)^k |I_k \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - A_2 \lambda^{p-2} - A_3 \lambda^{p-3} - \dots - A_p|$$

Logo,

$$(-\lambda)^{k(p-1)} |X_1| = (-1)^{kp} |I_k \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - A_2 \lambda^{p-2} - A_3 \lambda^{p-3} - \dots - A_p| \quad (15)$$

Igualando (15) a zero, obtemos então a equação (11).

II.2.1 Abordagem Alternativa à Questão da Estacionariedade

Outra maneira de se examinar a questão da estacionariedade é proposta por Johnston & Dinardo (1997, pp. 295). A partir da equação (1), deve-se subtrair y_{t-1} de ambos os lados, a fim de se obter:

$$\Delta y_t = m + (A_1 - I_k) y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t$$

Somando-se e subtraindo-se $(A_1 - I_k) y_{t-2}$ do lado direito da equação acima, temos:

$$\Delta y_t = m + (A_1 - I_k)y_{t-1} + (A_1 - I_k)y_{t-2} - (A_1 - I_k)y_{t-2} + A_2y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t$$

Que pode ser reescrita como:

$$\Delta y_t = m + (A_1 - I_k)\Delta y_{t-1} - (I_k - A_1 - A_2)y_{t-2} + A_3y_{t-3} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t$$

Em seguida, soma-se e subtrai-se $(I_k - A_1 - A_2)y_{t-3}$ do lado direito da última equação:

$$\Delta y_t = m + (A_1 - I_k)\Delta y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I_k)\Delta y_{t-2} - (I_k - A_1 - A_2)y_{t-3} + A_3y_{t-3} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t$$

Procedendo-se dessa forma, um VAR(p) como o apresentado na equação (1) pode ser reparametrizado como segue:

$$\Delta y_t = m + B_1\Delta y_{t-1} + B_2\Delta y_{t-2} + B_3\Delta y_{t-3} + \dots + B_{p-1}\Delta y_{t-p+1} - \Pi y_{t-1} + e_t \quad (16)$$

Em que os B_s são funções dos A_s e $\Pi = I_k - A_1 - \dots - A_p$. Ainda, segundo Johnston & Dinardo (1997, pp. 295), o comportamento do vetor y depende dos valores λ que resolvem $|I_k \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - \dots - A_{p-1} \lambda - A_p| = 0$, o que reitera a Proposição 1.

Nas palavras de Enders (2004, pp. 416), “*to check the stability of the system, we need only examine the homogeneous equation*”. Dessa forma, considere ainda a equação (I). “*The homogeneous equation may be solved by trying $y_t = c\lambda^t$* ” (aqui c é um vetor de k colunas e λ é uma constante). (JONHSTON & DINARDO, 1997, pp. 321). Sendo assim, tem-se:

$$c\lambda^t = A_1 c\lambda^{t-1} + \dots + A_p c\lambda^{t-p}$$

Que pode ser escrita como:

$$(\lambda^t I_k - A_1 \lambda^{t-1} - \dots - A_p \lambda^{t-p})c = 0$$

Multiplicando-se a equação acima por λ^{p-t} , obtém-se:

$$(\lambda^p I_k - A_1 \lambda^{p-1} - \dots - A_{p-1} \lambda^{p-1} - A_p) c = 0 \quad (17)$$

Uma vez que $c \neq \vec{0}$, (17) requer que as linhas de $(\lambda^p I_k - A_1 \lambda^{p-1} - \dots - A_{p-1} \lambda^{p-1} - A_p)$ sejam linearmente dependentes. Equivalentemente, (17) implica que o determinante $|\lambda^p I_k - A_1 \lambda^{p-1} - \dots - A_{p-1} \lambda^{p-1} - A_p| = 0$. Por fim, “*the necessary and sufficient condition for stability is that all characteristic roots lie within the unit circle*”. (ENDERS, 2004, pp. 418)

A análise da equação (16), ao se desconsiderar os casos de raízes explosivas, apresenta três possibilidades. De acordo com Johnston & Dinardo (1997, pp. 295):

1. $Rank(\Pi) = k$. Se todas as raízes apresentam módulo menor que um, Π é de posto máximo e não-singular. Sendo assim, todas as variáveis y da equação (1) são $I(0)$, o que significa que estimativas irrestritas de (1) e de (16) por OLS resultam em inferências idênticas acerca dos parâmetros.
2. $Rank(\Pi) = r < k$. Este caso ocorre quando existe uma raiz unitária com multiplicidade $(k - r)$ e as r restantes raízes apresentam módulo menor do que um. Com isso, o vetor y é $I(1)$ ou integrado de maior ordem. Π pode então ser representada como o produto interno de duas matrizes $(k \times r)$, ambas de posto r , da seguinte forma: $\Pi = \alpha\beta'$. O lado direito da equação (16) contém, portanto, r variáveis cointegráveis.
3. $Rank(\Pi) = 0$. Este caso é particularmente raro, ocorrendo apenas quando $A_1 + \dots + A_p = I_k$, ou seja, $\Pi = 0$. Desta maneira, a partir de (16), conclui-se que o VAR deve ser especificado apenas em termos das primeiras diferenças de suas variáveis.

II.3 Estimação de Modelos VARs

Consoante o trabalho de Johnston & Dinardo (1997), podem-se identificar duas abordagens à estimação de modelos VAR. A primeira nada mais é do que a estimação direta do sistema apresentado na equação (1) ou em sua reparametrização alternativa, exposta em (16). À luz da discussão da seção anterior, não obstante, torna-se evidente que esse procedimento só é apropriado quando todos os autovalores de Π apresentam módulo inferior a um, ou seja, quando o sistema é *covariance-stationary*.

A segunda abordagem, que se mostra adequada quando as variáveis y não são estacionárias, contempla a determinação do número r de possíveis vetores cointegráveis para, em seguida, proceder-se à estimação de (16), com a matriz Π restrita a apresentar apenas as r variáveis cointegráveis. Embora este método seja amplamente utilizado na literatura, não é empregado neste trabalho e, em vista disso, não será esmiuçado.

Cabe reiterar que, em virtude de as variáveis do lado direito serem as mesmas em todas as equações do sistema, estimativas eficientes do VAR podem ser obtidas por meio da estimação individual de cada equação via OLS. Isso se deve ao fato de o sistema VAR apresentar-se como um caso particular de *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), em que “the GLS estimator reduces to the application of OLS to each equation separately”. (JOHNSTON & DINARDO, 1997, pp. 320) Se, além disso, os distúrbios forem normalmente distribuídos, então esse procedimento apresenta os mesmos resultados de estimativas por meio do método de máxima verossimilhança, o que facilita a realização de testes de hipóteses, de fundamental importância.

II.3.1 Hipóteses Implícitas na Análise do VAR

Segundo Hamilton (1994, pp. 261), quando o processo é *covariance-stationary*, os parâmetros m e A_1, \dots, A_p da equação (1) podem ser definidos como os coeficientes da projeção de y_t sobre a constante e sobre y_{t-1}, \dots, y_{t-p} . Conseqüentemente, e_t é não correlacionado com y_{t-1}, \dots, y_{t-p} pela definição de A_1, \dots, A_p . Uma hipótese adicional

implícita na análise do VAR é a de que o vetor e_t definido por essa projeção é ademais não correlacionado com $y_{t-p-1}, y_{t-p-2}, \dots$. Em suma, “*the assumption that y_t follows a vector autoregression is basically the assumption that p lags are sufficient to summarize all of the dynamic correlations between elements of y .*” (HAMILTON, 1994, pp. 261)

II.3.1.1 Representação de um VAR(p) por meio de um MA(∞)

Considere primeiro o sistema de equações apresentado em (10):

$$\xi_{t+s} = v_{t+s} + Fv_{t+s-1} + F^2v_{t+s-2} + \dots + F^{s-1}v_{t+1} + F^s\xi_t \quad (10)$$

A primeira equação do sistema acima nada mais é do que o seguinte sistema:

$$\left. \begin{aligned} y_{t+s} = & \mu + e_{t+s} + \Psi_1 e_{t+s-1} + \Psi_2 e_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} e_{t+1} + F_{11}^{(s)}(y_t - \mu) \\ & + F_{12}^{(s)}(y_{t-1} - \mu) + \dots + F_{1p}^{(s)}(y_{t-p+1} - \mu) \end{aligned} \right\} \quad (18)$$

Aqui, $\Psi_j = F_{11}^{(j)}$ e $F_{11}^{(j)}$ denota o bloco superior à esquerda de F^j , onde F^j é a matriz F elevada à j -ésima potência. Em outras palavras, a matriz $(k \times k)$ $F_{11}^{(j)}$ indica os elementos compreendidos no espaço das linhas 1 a k e colunas 1 a k da matriz $(kp \times kp)$ F^j . De forma análoga, $F_{12}^{(j)}$ denota o bloco de F^j que consiste nas linhas 1 a k e colunas $(k+1)$ a $2k$, enquanto $F_{1p}^{(j)}$ denota as linhas 1 a k e colunas $[k(p-1)+1]$ a kp de F^j .

Segundo Hamilton (1994, pp. 260), se todos os auto-valores de F têm módulo menor do que um, então $F^s \rightarrow 0$ quando $s \rightarrow \infty$, e y_t pode ser expresso como uma soma convergente da história de e :

$$y_t = \mu + e_t + \Psi_1 e_{t-1} + \Psi_2 e_{t-2} + \Psi_3 e_{t-3} + \dots \equiv \mu + \Psi(L)e_t \quad (19)$$

Que é uma representação vetorial de um MA(∞), com $e_t + \sum_{j=1}^{\infty} \Psi_j e_{t-j}$ finito. Cabe salientar que y_{t-j} é uma função linear de $e_{t-j}, e_{t-j-1}, \dots$, cada um dos quais é não correlacionado

com e_{t+1} para $j = 0, 1, \dots$. Como consequência, e_{t+1} é não correlacionado com y_{t-j} , $\forall j \geq 0$. Sendo assim, segundo Hamilton (1994, pp. 260), o previsor linear de y_{t+1} , baseado em y_t, y_{t-1}, \dots é dado por:

$$\hat{y}_{t+1|t} = \mu + A_1(y_t - \mu) + A_2(y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(y_{t-p+1} - \mu)$$

e, com isso, e_{t+1} pode ser interpretado como a “*fundamental innovation*” para y_{t+1} , ou seja, como o erro de previsão de y_{t+1} , baseada em uma função linear de uma constante e y_t, y_{t-1}, \dots . De forma mais geral, a partir de (18), temos que a previsão de y_{t+s} , com base em y_t, y_{t-1}, \dots , toma a forma:

$$\hat{y}_{t+s|t} = \mu + F_{11}^{(s)}(y_t - \mu) + F_{12}^{(s)}(y_{t-1} - \mu) + \dots + F_{1p}^{(s)}(y_{t-p+1} - \mu) \quad (20)$$

Cabe agora destacar um propriedade fundamental da representação de um VAR(p) por um MA(∞). Ainda de acordo com Hamilton (1994, pp.260), as matrizes de médias móveis Ψ_j podem ser calculadas de maneira equivalente como segue: os operadores $A(L)$ e $\Psi(L)$ estão relacionados por meio de:

$$\Psi(L) = [A(L)]^{-1} \quad (21)$$

O que requer que:

$$[I_k - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p][I_k + \Psi_1L + \Psi_2L^2 + \dots] = I_k$$

“Note that the innovation in the MA(∞) representation (XII) is e_t , the fundamental innovation for y .” (HAMILTON, 1994, pp. 260)

II.4 Granger Causality

Granger (1969b. *apud* LÜTKEPOHL, 1991, pp. 35) definiu um conceito de causalidade que, sob determinadas condições, mostra-se particularmente fácil de ser aplicado no contexto dos modelos VAR. A concepção pode ser resumida em poucas palavras: a causa não pode ocorrer após o efeito. Dito de outra forma, se a variável x afeta a variável z , então a primeira deve ajudar a melhorar as precisões acerca de z ; mais ainda, se um evento Y é a causa de outro evento X , então o evento Y deve preceder o evento X .

A formalização desta seção segue o tratamento dado por Lütkepohl (1991). Primeiramente, supõe-se que Ξ_t seja o conjunto de informação contendo todas as informações relevantes, disponíveis até o período t (inclusive), de um universo de dados à disposição do econometrista.

Antes de dar prosseguimento à explanação da causalidade de Granger, cabe aqui um comentário sobre *mean square errors* (MSE) e *h-step predictor of z_t* . Em primeiro lugar, um *h-step predictor of z_t* nada mais é do que um previsor de z_t h períodos à frente. Quanto aos MSE:

“In the context of VAR models, predictors that minimize the forecast mean squared errors (MSEs) are the most widely used ones. Arguments in favor of using the MSE as loss function are given by Granger (1969a) and Granger & Newbold (1986). They show that minimum MSE forecasts also minimize a range of loss functions other than the MSE. Moreover, for many loss functions, the optimal predictors are simple functions of minimum MSE predictors. Furthermore, for an unbiased predictor the MSE is the forecast error variance which is useful in setting up interval forecasts.” (LÜTKEPOHL, 1991, pp. 28).

Supondo que $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ seja um VAR(p) estável e k -dimensional como em (I), então o mínimo previsor MSE para um horizonte temporal de h períodos, a partir da origem t , é o seguinte valor esperado condicional:

$$E_t(y_{t+h}) := E(y_{t+h} | \Xi_t) = E(y_{t+h} | \{y_s | s \leq t\}) \quad (22)$$

Esse predictor minimiza os MSE de cada componente de y_t . Em outras palavras, se $\bar{y}_t(h)$ é um h -step predictor a partir da origem t :

$$MSE[\bar{y}_t(h)] = E(y_{t+h} - \bar{y}_t(h))(y_{t+h} - \bar{y}_t(h))' \geq MSE[E_t(y_{t+h})] = E(y_{t+h} - E_t(y_{t+h}))(y_{t+h} - E_t(y_{t+h}))'$$

O sinal de desigualdade \geq entre as duas matrizes significa que a diferença entre o lado esquerdo e o lado direito é uma matriz positiva semidefinida, o que fica evidente ao se reescrever $MSE[E_t(y_{t+h})]$ da seguinte forma:

$$\begin{aligned} MSE[\bar{y}_t(h)] &= E[y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) + E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)][y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) + E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)]' \\ &= MSE[E_t(y_{t+h})] + E[E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)][E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)]' \end{aligned}$$

$$\text{já que } E[y_{t+h} - E_t(y_{t+h})][E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)]' = 0.$$

Equivalentemente, para todo vetor c de dimensão $(k \times 1)$,

$$MSE[c' \bar{y}_t(h)] \geq MSE[c' E_t(y_{t+h})]$$

Seja então $z_t(h|\Xi_t)$ o predictor ótimo (mínimo MSE) do processo z_t , h períodos à frente, a partir da origem t , baseado na informação de Ξ_t . A previsão MSE correspondente será denotada por $\Sigma_z(h|\Xi_t)$. Diz-se que o processo x_t causa z_t no sentido de Granger se:

$$\Sigma_z(h|\Xi_t) < \Sigma_z(h|\Xi_t \setminus \{x_s | s \leq t\}) \text{ para pelo menos um } h = 1, 2, \dots \quad (23)$$

Em (23), $\Xi_t \setminus \{x_s | s \leq t\}$ é o conjunto contendo toda a informação relevante do universo de informações à disposição do econometrista, exceto aquelas referentes ao passado e ao presente do processo x_t . Mais especificamente, se z_t pode ser previsto com

mais eficiência se as informações referentes ao processo x_t são consideradas, em conjunto com os demais dados disponíveis, então “ x_t is Granger-causal for z_t ”. (LÜTKEPOHL, 1991, pp. 36) Faz-se necessário mencionar que a definição acima se estende imediatamente para o caso em que z_t e x_t são processos m e n-dimensionais, respectivamente. Neste caso, diz-se que x_t causa z_t no sentido de Granger se:

$$\Sigma_z(h|\Xi_t) \neq \Sigma_z(h|\Xi_t \setminus \{x_s | s \leq t\}) \quad (24)$$

Para algum t e algum h. Alternativamente, (24) poderia ser expresso por meio de uma desigualdade, bastando que, para isso, os dois MSEs fossem diferentes. Ter-se-ia, portanto:

$$\Sigma_z(h|\Xi_t) \leq \Sigma_z(h|\Xi_t \setminus \{x_s | s \leq t\})$$

(i.e., a diferença entre o lado direito e o lado esquerdo seria uma matriz positiva semi-definida). Uma vez que a matriz nula também é positiva semi-definida, seria adicionalmente necessário requerer que as duas matrizes acima não fossem idênticas. Por fim, se x_t causa z_t e z_t também causa x_t , o processo $(z_t', x_t')'$ é chamado de *feedback system*.

Uma possível crítica às definições acima é salientada por Lütkepohl (1991):

“A more serious practical problem is the choice of the information set Ξ_t . Usually all the relevant information in the universe is not available to a forecaster and thus the optimal predictor given Ξ_t cannot be determined. Therefore a less demanding definition of causality is often used in practice. Instead of all the information in the universe, only the information in the past and present of the process under study is considered relevant and Ξ_t is replaced by $\{z_s, x_s | s \leq t\}$. Furthermore, instead of optimal predictors, optimal linear predictors are compared. In other words, $\Sigma_z(h|\Xi_t)$ is replaced by the linear minimum MSE h-step predictor based on the information in $\{z_s, x_s | s \leq t\}$ and

$z_t(h) \mid \Xi_t \setminus \{x_s \mid s \leq t\})$ is replaced by the linear minimum MSE h -step predictor based on $\{z_s \mid s \leq t\}$.” (pp. 36-37)

A fim de se determinar as relações de causalidade de Granger entre as variáveis de um processo VAR y_t k -dimensional, retomar-se-á a representação do VAR por um processo MA(∞), dada em (19):

$$y_t = \mu + e_t + \Psi_1 e_{t-1} + \Psi_2 e_{t-2} + \Psi_3 e_{t-3} + \dots \equiv \mu + \Psi(L)e_t \quad (19)$$

Equivalente a:

$$y_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_{t-j} e_{t-j} \equiv \mu + \Psi(L)e_t, \quad \Psi_1 = I_k \quad (25)$$

Suponha agora que y_t consista em dois processos, um processo m -dimensional z_t e um processo $(k-m)$ -dimensional x_t , e que a representação (25) possa ser particionada da seguinte forma:

$$y_t = \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

O previsor $y_t(h)$ pode ser expresso como um processo MA da seguinte forma:

$$y_t(h) = \mu + \sum_{j=h}^{\infty} \Psi_j e_{t+h-j} = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_{h+j} e_{t-j} \quad (27)$$

Usando a fórmula (27), o previsor ótimo de z_t um período à frente baseado em y_t é:

$$z_t(1 \mid \{y_s \mid s \leq t\}) = [I_m \quad 0] y_t(1) = \mu_1 + \sum_{j=1}^{\infty} \Psi_{11,j} e_{1,t+1-j} + \sum_{j=1}^{\infty} \Psi_{12,j} e_{2,t+1-j} \quad (28)$$

Em vista disto, o erro de previsão é dado por:

$$z_{t+1} - z_t(1|\{y_s | s \leq t\}) = e_{1,t+1} \quad (29)$$

Segundo Lütkepohl (1991):

“An important implication of Wold’s Decomposition Theorem is worth noting at this point. The theorem implies that any subprocess of a purely nondeterministic, stationary process y_t consisting of any subset of the components of y_t also has a MA representation.”
(pp. 21)

Sendo assim,

$$z_t = \mu_1 + \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_{11,j} e_{1,t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} \Psi_{12,j} e_{2,t-j} = \mu_1 + \sum_{j=0}^{\infty} G_j v_{t-j} \quad (30)$$

onde $G_0 = I_m$ e a última expressão é o erro de previsão representado por um processo MA.

Conseqüentemente, o previsor ótimo de z_t um passo à frente nada mais é do que:

$$z_t(1|\{z_s | s \leq t\}) = \mu_1 + \sum_{j=1}^{\infty} G_j v_{t+1-j} \quad (31)$$

E o erro de previsão correspondente é:

$$z_{t+1} - z_t(1|\{z_s | s \leq t\}) = v_{t+1} \quad (32)$$

Em vista disso, os previsores em (28) e em (29) são idênticos se, e somente se, $v_t = e_{1,t}$, $\forall t$. Em outras palavras, a igualdade entre os previsores é equivalente ao fato de z_t possuir a seguinte representação por meio de um processo MA:

$$\begin{aligned} z_t &= \mu_1 + \sum_{j=0}^{\infty} G_j e_{1,t-j} = \mu_1 + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} G_j & 0 \end{bmatrix} e_{t-j} = \mu_1 + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Psi_{11,j} & \Psi_{12,j} \end{bmatrix} e_{t-j} \\ &= \mu_1 + \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_{11,j} e_{1,t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_{12,j} e_{2,t-j} \end{aligned}$$

A unicidade da representação por um processo MA(∞) implica que $G_j = \Psi_{11,j}$ e que $\Psi_{12,j} = 0$, para $j = 1, 2, \dots$. Com isso, chega-se à seguinte proposição:

Proposição 2: (Caracterização da Não-Causalidade de Granger)

Seja y_t um processo VAR como em (XII)/(3.A.4) com operador de defasagens $\Psi(L)$ na forma de um MA. Então,

$$z_t(1|\{y_s | s \leq t\}) = z_t(1|\{z_s | s \leq t\}) \Leftrightarrow \Psi_{12,j} = 0, \quad j = 1, 2, \dots \quad (33)$$

Da equação (27), torna-se claro que a igualdade dos “*1-step predictors*” implica a igualdade dos “*h-step predictors*” para $h = 2, 3, \dots$. Por este motivo, (33) provê a condição necessária e suficiente para que x_t não cause z_t no sentido de Granger, ou seja, “ z_t is not Granger-caused by x_t if and only if $\Psi_{12,j} = 0$ for $j = 1, 2, \dots$ ”. Conseqüentemente, a não causalidade de Granger pode ser checada facilmente por meio da análise da representação do processo y_t em sua forma MA. Para um processo VAR(p) estacionário:

$$y_t = \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11,1} & A_{12,1} \\ A_{21,1} & A_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} A_{11,p} & A_{12,p} \\ A_{21,p} & A_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-p} \\ x_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (34)$$

a condição (33) é satisfeita se, e somente se, $A_{12,j} = 0$ para $j = 1, 2, \dots$.

Com isso, (34) transforma-se em:

$$y_t = \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11,1} & 0 \\ A_{21,1} & A_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} A_{11,p} & 0 \\ A_{21,p} & A_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-p} \\ x_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Em outras palavras, se x_t não causa z_t no sentido de Granger e A_j é a matriz:

$$A_j = \begin{bmatrix} A_{11,j} & A_{12,j} \\ A_{21,j} & A_{22,j} \end{bmatrix}$$

Temos que A_j é triangular inferior, para todo j :

$$A_j = \begin{bmatrix} A_{11,j} & A_{12,j} \\ A_{21,j} & A_{22,j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11,j} & 0 \\ A_{21,j} & A_{22,j} \end{bmatrix} \quad \forall j$$

A equação (21) assegura que:

$$\Psi(L) = [A(L)]^{-1} \quad (21)$$

Assim, se A_j é triangular inferior, para todo j , então as matrizes Ψ_j de médias móveis também o são para todo j , uma vez que:

$$\begin{bmatrix} A_{11}(L) & 0 \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} A_{11}(L)^{-1} & 0 \\ -A_{22}(L)^{-1}A_{21}(L)A_{11}(L)^{-1} & A_{22}(L)^{-1} \end{bmatrix}$$

Corolário da Proposição 2:

Se y_t é um processo VAR(p) estável, como o apresentado em (34), com matriz de covariância não-singular Ω , então:

$$z_t(h | \{y_s | s \leq t\}) = z_t(h | \{z_s | s \leq t\}), \quad h = 1, 2, \dots \Leftrightarrow A_{12,i} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (35)$$

Equivalentemente,

$$x_t(h | \{y_s | s \leq t\}) = x_t(h | \{x_s | s \leq t\}), \quad h = 1, 2, \dots \Leftrightarrow A_{21,i} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (36)$$

Esse corolário implica que “não-causalidades” podem ser determinadas com base apenas na representação do sistema VAR.

II.5 A Função de Impulso-Resposta (Impulse-Response Function)

A motivação para o estudo de funções de impulso-resposta vem de trabalhos aplicados, em que

“...it is often of interest to know the response of one variable to an impulse in another variable in a system that involves a number of other variables. Thus, one would like to investigate the relationship between two variables in a higher dimensional system.” (LÜTKEPOHL, 1991, pp. 43).

Cabe dizer que a origem do impulso pode ser exógena ao sistema.

Na equação (19), o VAR é representado por um vetor $MA(\infty)$ da seguinte forma:

$$y_t = \mu + e_t + \Psi_1 e_{t-1} + \Psi_2 e_{t-2} + \Psi_3 e_{t-3} + \dots$$

O que confere à matriz Ψ_s a seguinte interpretação:

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial e_t} = \Psi_s;$$

“that is, the row i , column j element of Ψ_s identifies the consequences of a one-unit increase in the j th variable’s innovation at date t (e_{jt}) for the value of the i th variable at time $t+s$ ($y_{i,t+s}$) holding all other innovations at all dates constant.” (HAMILTON, 1994, pp. 318)

Seguindo essa linha de raciocínio, pode-se obter o efeito combinado de uma mudança conjunta dos elementos do vetor vetores e_t sobre y_{t+s} . Se o primeiro elemento de e_t apresentasse uma mudança da magnitude de δ_1 , enquanto, ao mesmo tempo, o segundo elemento mudasse em δ_2 , ..., e o k -ésimo elemento se alterasse em δ_k , então ter-se-ia:

$$\Delta y_{t+s} = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial e_{1t}} \delta_1 + \frac{\partial y_{t+s}}{\partial e_{2t}} \delta_2 + \dots + \frac{\partial y_{t+s}}{\partial e_{kt}} \delta_k = \Psi_s \delta \quad (37)$$

Onde $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_k)'$.

Dessa forma, chega-se à definição de função de impulso-resposta: o elemento da linha i e coluna j da matriz Ψ_s , apresentado como uma função de s (como em 38), é chamado de *impulse-response function*.

$$\frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial e_{jt}}, \quad (38)$$

A função acima descreve a resposta de $y_{i,t+s}$ a um impulso de um período em $y_{i,j}$, com as demais variáveis até a data t mantidas constantes.

À luz da discussão da seção anterior, as equações (37) e (38) sugerem uma medida de causalidade de y_j sobre y_i . De fato, a partir da Proposição 2, segue que

“...the impulse responses are zero if one of the variables does not Granger-cause the other variables taken as a group. More precisely, an innovation in variable k has no effect on the other variables if the former variable does not Granger-cause the set of remaining variables.” (LÜTKEPOHL, 1991, pp. 45)

Hamilton (1994), não obstante, vê com reserva conclusões sobre causalidade em modelos não-estruturais e afirma que “we are on surer grounds with an atheoretical VAR if we confine ourselves to statements about forecasts”. (pp. 319)

Seguindo a linha proposta por Hamilton, considere o problema de prever $y_{i,t+s}$. Seja $x'_{t-1} = (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p})$ o conjunto de informação disponível sobre o sistema até a data $t-1$ e suponha que, no período seguinte, o valor da primeira variável da regressão, y_{1t} , é maior que o esperado, de modo que e_{1t} se mostra positivo. A mudança causada por essa informação adicional sobre a previsão de $y_{i,t+s}$ será dada por:

$$\frac{\partial \hat{E}(y_{i,t+s} | y_{1t}, x_{t-1})}{\partial y_{1t}} \quad (39)$$

Note que o valor de (39) será igual a (38) , com $j = 1$, apenas quando $E(e_t e_t') = \Omega$ é uma matriz diagonal. No caso mais geral, o fato de e_{1t} se mostrar positivo provê informação valiosa sobre os demais erros contemporâneos e_{2t}, \dots, e_{kt} , informação essa que tem implicações sobre a previsão de $y_{i,t+s}$. Faz-se necessário, portanto, calcular o vetor

$$\frac{\partial \hat{E}(e_t | y_{1t}, x_{t-1})}{\partial y_{1t}}$$

e então usar (37) para calcular o efeito da mudança em todos os elementos de e_t sobre o valor de $y_{i,t+s}$.

Como apresentado na primeira seção do capítulo:

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad \wedge \quad E(e_t e_t') = \Omega$$

Mesmo de posse dos valores das matrizes A_i 's, e_t 's e de Ω , em geral não é possível computar as respostas dinâmicas de y_t a choques na economia. “*The basic reason is that e_t is the one step ahead forecast error in y_t . In general, each element of e_t reflects the effects of all the fundamental economic shocks.*” (CHRISTIANO ET AL. 1999, pp.73) No tocante a modelos econômicos, não há razão para se acreditar que cada elemento de e_t corresponde a um choque econômico particular, como, por exemplo, um choque de política monetária. Acerca da interdependência dos choques em diferentes variáveis, Lütkepohl (1991) ressalta que:

“A problematic assumption in this type of impulse response analysis is that a shock occurs only in one variable at a time. Such a assumption may be reasonable if the shocks in different variables are independent. If they are not independent one may argue that the error terms consist of all the influences and variables that are not directly included in the set of y variables. Thus, in addition to forces that affect all variables, there may be forces

that affect variable 1, say, only. (...) On the other hand, correlation of the error terms may indicate that a shock in one variable is likely to be accompanied by a shock in another variable. In that case setting all other residuals to zero may provide a misleading picture of actual dynamic relationships between the variables.” (pp. 48)

Em virtude do exposto acima, procede-se ao que se convencionou chamar de ortogonalização dos impulsos. O objetivo desta técnica é reescrever o processo VAR de tal maneira que os resíduos de equações distintas sejam não-correlacionados. Para tanto, deve-se decompor a matriz de covariância dos ruídos brancos.

A análise a seguir segue Christiano *et al* (1999). Seja u_t o vetor de choques (*fundamental economic shocks*) e suponha que sua relação com o vetor de erros do VAR seja dada por: $A_0 e_t = u_t$. Aqui, A_0 é uma matriz quadrada inversível, tal que $E(u_t u_t') = D$ e D é uma matriz positiva definida. Pré-multiplicando (I) por A_0 , obtém-se:

$$A_0 y_t = A_0 m + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (40)$$

Onde B é uma matriz $(k \times k)$, $i = 1, 2, \dots, p$, e:

$$A_i = A_0^{-1} B_i, \quad i = 1, \dots, p \quad e \quad \Omega = A_0^{-1} D (A_0^{-1})' \quad (41)$$

Sem perda de generalidade, supõe-se que $m = 0$. Sendo assim, a resposta de y_{t+h} a um choque unitário em u_t , γ_t , é dada por:

$$\gamma_h = \tilde{\gamma}_h A_0^{-1}, \quad h = 0, 1, \dots \quad (42)$$

E $\tilde{\gamma}_h$ é a solução da equação de diferenças $\tilde{\gamma}_h = B_1 \tilde{\gamma}_{h-1} + B_2 \tilde{\gamma}_{h-2} + \dots + B_k \tilde{\gamma}_{h-k}$, $h = 1, 2, \dots$, com condições iniciais $\tilde{\gamma}_0 = I$ e $\tilde{\gamma}_{-1} = \tilde{\gamma}_{-2} = \dots = \tilde{\gamma}_{-k} = 0$, onde I é a matriz identidade. Aqui, o elemento (j, l) de γ_h representa então a resposta do j -ésimo componente de y_{t+h} a um impulso unitário no l -ésimo componente de u_t .

A equação (42) torna evidente que, para se computar as funções de impulso-resposta, faz-se necessário conhecer a matriz A_0 , bem como as matrizes B_i 's. Embora essas últimas possam ser estimadas via regressões com base no método de mínimos quadrados ordinários, a estimação de A_0 constitui tarefa mais complicada. Isso se dá pelo fato de que a única informação acerca dessa matriz é a de que ela é solução das equações em (41).

Como saída para o problema de estimação dos efeitos de um choque de política monetária, ou, mais especificamente, de estimação da matriz A_0 , a literatura desenvolveu métodos baseados na imposição de restrições sobre a própria matriz A_0 ou sobre as matrizes A_i 's. Uma das estratégias largamente utilizadas é baseada no que se convencionou chamar de *recursiveness assumption*, segundo a qual os choques de política monetária são ortogonais ao conjunto de informação das autoridades monetárias. Isso significa dizer que a matriz D é diagonal. Em geral, na ausência de hipóteses adicionais, toma-se $D = I$.

A hipótese de que $D = I$ permite a aplicação da técnica de decomposição conhecida por *Cholesky decomposition*¹⁹ à matriz Ω . Pelo fato de Ω ser simétrica e positiva definida, existe uma única matriz triangular inferior W , com todos os elementos ao longo da diagonal principal iguais a um, e uma única matriz diagonal Λ , com entradas positivas ao longo da diagonal principal, tal que:

$$\Omega = W\Lambda W' \quad (43)$$

A *Cholesky decomposition* sugere que a matriz de variância-covariância seja escrita da seguinte forma:

$$\Omega = WQQ'W' = PP' \quad (44)$$

¹⁹ A análise acerca de *Cholesky decomposition* segue Hamilton (1994).

Cabe dizer que, assim como W , P também é uma matriz triangular inferior. Tomando $P = A_0^{-1}$, chega-se a $\Omega = A_0^{-1}(A_0^{-1})'$. Dessa maneira, Q pode ser vista como uma matriz diagonal cujo elemento (j, j) é o erro padrão de u_{jt} , de tal maneira que $QQ' = \Lambda = I$, enquanto P é tal que seus elementos ao longo da diagonal principal correspondem aos desvios-padrões de u_t e $W = PQ^{-1} = A_0^{-1}$.

Antes de se retomar a análise das implicações da *recursive assumption*, cabe destacar que o vetor y_t pode ser particionado em três blocos: as k_1 variáveis, X_{1t} , cujos valores contemporâneos aparecem em Ξ_t ; as k_2 variáveis, X_{2t} , que somente aparecem em valores defasados em Ξ_t ; e S_t , instrumento à disposição da autoridade monetária. Então, $k = k_1 + k_2 + 1$, onde k é a dimensão de y_t . Sendo assim, tem-se:

$$y_t = \begin{bmatrix} X_{1t} \\ S_t \\ X_{2t} \end{bmatrix}$$

Muito embora a *recursive assumption* não seja suficiente para se identificar todos os elementos de A_0 , essa hipótese se destaca pelo fato de permitir a identificação das respostas dinâmicas de y_t a um choque de política monetária. Mais ainda, a família de matrizes que satisfazem a *recursive assumption* e $A_0^{-1}(A_0^{-1})' = \Omega$ é não-vazia e, ao se escolher A_0 pertencente a essa família tal que A_0 é triangular inferior com entradas positivas ao longo da diagonal principal, então as respostas dinâmicas de y_t a um choque monetário se tornam invariantes ao ordenamento das variáveis em X_{1t} e X_{2t} . (CHRISTIANO ET AL. 1999, pp.79)

CAPÍTULO III- A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

À luz do debate acerca dos mecanismos de transmissão da política monetária, o objetivo deste capítulo é estimar um modelo de vetor auto-regressivo (VAR) para renda agregada, inflação, taxa de câmbio e taxa de juros de *overnight* (Selic). A motivação reside em caracterizar as respostas de variáveis econômicas reais e nominais a um choque de política monetária, no Brasil, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2006.

III.1 O Regime de Metas de Inflação

O estudo dos mecanismos de transmissão da Política Monetária requer o conhecimento de como as autoridades monetárias atuam, bem como das especificidades de cada país que determinam o impacto de cada instrumento monetário. Sendo assim, faz-se necessária uma rápida descrição do *modus operandi* dos bancos centrais.

Durante os anos de 1970, os agregados monetários constituíam o principal instrumento de política monetária e diversos bancos centrais adotavam metas de crescimento do estoque monetário, com base em modelos derivados da Teoria Quantitativa da Moeda. As inovações financeiras dos anos seguintes, no entanto, levaram ao chamado “Velocity Instability Problem”: a velocidade de circulação da moeda passou a sofrer oscilações, de modo que as previsões de demanda por moeda tornaram-se imprecisas, o que, de certa forma, contribuiu para a perda de relevância dos agregados monetários na condução das políticas das autoridades monetárias.

A década de 1990 foi marcada pela adoção do regime de metas de inflação por um número considerável de países industrializados, incluindo Canadá, Reino Unido, Nova Zelândia, Suécia, Austrália, Finlândia, Espanha e Israel. Esse regime, por sua vez, é mais bem entendido como um *framework* para a política monetária, em vez de uma regra rígida, e sua maior vantagem, segundo seus defensores, é o aumento da transparência e da coerência de política, de modo que permite, até mesmo, acomodar ações “discrecionárias” por parte das autoridades monetárias.

O regime de metas de inflação consiste na determinação e anúncio, pelo governo ou pelo banco central, de uma meta para a inflação de determinado período. A meta, cabe dizer, é normalmente especificada como um intervalo de variação, além de ser estabelecida para múltiplos horizontes de tempo, variando de um a quatro anos.

Associado ao anúncio da meta, com frequência as autoridades monetárias enfatizam que o controle da inflação é o objetivo primário ou principal da política monetária, e que o banco central tomará as medidas necessárias para que a inflação convirja para os níveis estipulados. Cabe dizer que os bancos centrais não descartam a possibilidade de uso da política monetária para promover estabilizações econômicas de curto prazo, especialmente quando dizem respeito ao nível de produto ou às taxas de câmbio. Sendo assim, o intervalo de variação estabelecido pelas metas de inflação reflete não apenas a incerteza associada aos efeitos dos instrumentos de política monetária, como também a possibilidade de as autoridades monetárias acomodarem choques econômicos, conferindo certa flexibilidade às ações do banco central no curto prazo²⁰.

O estudo da transmissão da política monetária se faz necessário por conta de as decisões dos policymakers não serem baseadas em reação a fatos presentes, mas sim em previsões sobre os desdobramentos futuros das variáveis econômicas. Essa atitude preventiva se justifica pela defasagem existente entre a implementação de políticas e os seus efeitos sobre a economia²¹. Em regimes de metas de inflação, por exemplo, os Bancos Centrais fazem uso de modelos de estrutura e decisão para, consoante à utilização de todas as informações relevantes disponíveis, determinar a ação política mais adequada a fim de se obter a meta anunciada. A estimação dos impactos dos instrumentos de transmissão de política monetária é, portanto, parte essencial na elaboração desses modelos.

A respeito do *modus operandi* dos bancos centrais, a maioria deles, tanto de países desenvolvidos como de países em desenvolvimento, têm adotado a taxa de juros como principal instrumento de política monetária. Dito de outra forma, as autoridades monetárias

²⁰ A este respeito, ver Bernanke & Mishkin (1997).

²¹ Ver, por exemplo, Bogdasnski, Tombini e Werlang (2003).

têm controlado o comportamento da taxa de juros por meio de taxas referenciais, aplicáveis às transações monetárias básicas, que servem de base para as demais operações financeiras, abdicando, em parte, do controle estrito das taxas de variação dos agregados monetários. Em vista disso, a estimação das respostas dinâmicas das variáveis econômicas reais e nominais a um choque da taxa de juros torna-se ainda mais indispensável.

III.1.1 O Caso Brasileiro

A estabilização do nível de preços alcançada pelo Plano Real em 1994, que pôs fim ao período de hiperinflação e de planos de estabilização malogrados, contribuiu para a restauração da confiança dos agentes econômicos nas autoridades monetárias.

À época, foi adotada uma variante do regime de câmbio fixo, que garantia a chamada âncora cambial: a política monetária estava baseada na ancoragem do vetor de preços relativos à taxa de câmbio, mantida fixa pelo Banco Central do Brasil (Bacen). Isso permitiu o controle dos preços dos principais bens transacionáveis e, por fim, a estabilização das taxas de inflação em patamares “aceitáveis”, disciplinando o comportamento dos preços domésticos.

A crise asiática e a crise russa, ao disseminar um quadro de desconfiança e incerteza pelos mercados financeiros globais, estimularam fluxos de saída de capitais do Brasil. Em janeiro de 1999, após sucessivas elevações da taxa de juros se mostrarem ineficazes para conter a perda de divisas pelo Bacen, as autoridades monetárias brasileiras abandonaram o câmbio fixo. Até então, a política monetária havia sido conduzida por metas estipuladas aos agregados monetários e pelo arranjo cambial.

Como consequência da mudança abrupta no regime monetário, a maioria do quadro de diretores do Bacen foi substituída. A nova diretoria tomou posse em março do mesmo ano e, por meio de um esforço coordenado junto à área institucional, começou os preparativos para a adoção do regime de metas de inflação. À época, este foi o *framework*

mais apropriado para o alcance da estabilidade econômica sob um regime de câmbio flexível, com a meta de inflação assumindo o papel de âncora nominal²².

Agora, mais de sete anos após a implementação do regime de metas, o estudo da transmissão da política monetária se mostra necessário para estimar o impacto das decisões dos *policymakers* e, dessa forma, fornecer subsídios para a condução de políticas e planos de estabilização e crescimento. A partir dele, será possível obter informações que contribuirão para o desenvolvimento de critérios objetivos de avaliação de medidas macroeconômicas no tocante à administração dos instrumentos monetários.

III.2 O conceito de “choque” monetário

Antes de se iniciar a análise empírica, faz-se necessário esclarecer o conceito de “choque” monetário. Segundo Christiano *et al* (1999, pp. 68), as decisões de política monetária são normalmente vistas como reflexo de mudanças dentro e fora do ambiente econômico. As decisões identificadas como reação a variações no estado da economia são consideradas respostas sistemáticas das autoridades monetárias. Esse componente sistemático, por sua vez, é normalmente formalizado por meio do conceito de *feedback rule*, ou *reaction function*. A *feedback rule* nada mais é, portanto, do que uma função que associa a um vetor de variáveis econômicas reais e nominais a resposta das autoridades monetárias, que se dá via alteração dos níveis dos instrumentos de política monetária à disposição. Às variações dos níveis dos instrumentos monetários que não podem ser atribuídas ao ambiente econômico, dá-se o nome de choque de política monetária (*monetary policy shock*).

O choque monetário pode ser representado pelo termo de distúrbio na equação abaixo:

$$S_t = f(\Xi_t) + \sigma_s e_t^s$$

²² Bogdanski, Tombini & Werlang (2003) apresentam uma descrição minuciosa a respeito dos bastidores das decisões de política monetária durante a mudança de âncora nominal.

Aqui, S_t representa o instrumento à disposição da autoridade monetária – a taxa básica de juros ou algum agregado monetário –; e $f(.)$ é uma função linear que relaciona S_t ao conjunto de informação disponível Ξ_t . A variável aleatória $\sigma_s e_t^s$ é o choque monetário. Vale dizer que $\sigma_s e_t^s$ é normalizado, a fim de que tenha variância unitária. Sendo assim, σ_s é o desvio-padrão do choque. Como argumentado, uma possível interpretação para $f(.)$ e Ξ_t é, portanto, que a primeira representa a *feedback rule*, enquanto a segunda, o conjunto de informação da autoridade monetária.

As interpretações para o choque de política monetária são múltiplas. Seguindo Christiano *et al* (1999), serão destacadas aqui apenas três. A primeira afirma que e_t^s reflete choques exógenos às preferências das autoridades monetárias, como mudanças estocásticas no peso relativo dado à inflação e ao desemprego. Esses choques poderiam ser decorrentes de alterações no quadro de membros do Comitê de Política Monetária (Copom) ou na maneira como as preferências desses membros são agregadas. Nas palavras de Christiano *et al* (1999, pp. 72), “*a change in weights may reflect shifts in the political power of individual committee members or in the factions that they represent*”. Uma segunda visão, desenvolvida por Ball, e Chari, Christiano & Eichenbaum (1995; 1998 *apud* Christiano *et al*, 1999, pp. 72), afirma que as autoridades monetárias, com vistas a evitar custos sociais associados à frustração das expectativas dos agentes, podem promover variações na política monetária semelhantes às capturadas por e_t^s . Mais especificamente, *shocks to private agent's expectations about Fed policy can be self-fulfilling and lead to exogenous variations in monetary policy*. Christiano *et al* (1999, pp. 72) Por fim, uma terceira fonte de variação exógena à política das autoridades monetárias advém de fatores técnicos, como correções feitas nos dados preliminares utilizados pelo banco central para tomada de decisões.

Segundo Luporini (2006, pp. 5), uma estratégia comumente utilizada ao se estimar os efeitos de um choque de política monetária é a adoção da premissa (*recursiveness assumption*) de que esse choque é ortogonal ao conjunto de informação Ξ_t usado pelos *policymakers*. Em seguida, estima-se a resposta dinâmica das variáveis de interesse. A

vantagem desta metodologia está no fato de que a estimação das respostas dinâmicas é transformada em um procedimento de duas etapas. Na primeira, os choques de política monetária são obtidos por meio dos resíduos ajustados (*fitted residuals*) da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) de S_t contra Ξ_t . Em seguida, a resposta dinâmica é estimada ao se regredir a variável de interesse contra valores contemporâneos e defasados dos choques monetários estimados no primeiro passo. A metodologia acima pode ser resumida por um sistema de vetores auto-regressivos (VAR) assintoticamente equivalente (CHRISTIANO ET AL. 1999, pp.78).

III.3 Dados

Por meio de um sistema de equações de vetores auto-regressivos (VAR), serão examinados os padrões de resposta das principais variáveis econômicas a um choque da política monetária brasileira. A fim de identificar esses padrões, o conjunto de dados utilizados consiste em séries de frequência mensal e compreende os meses de janeiro de 1999 a dezembro de 2006. O objetivo é estender as análises de Minella (2001) e Luporini (2006), cobrindo um período recente da história econômica brasileira, marcado pela implantação do regime de metas de inflação. Para tanto, optou-se por seguir aqui a metodologia adotada por Luporini (2006), em que o *benchmark model* inclui um índice de atividade industrial, um índice de inflação, a taxa de câmbio (real/dólar) e a taxa de juros Selic.

A literatura acerca dos canais de transmissão da política monetária apresenta basicamente duas vertentes em relação ao conceito de choque monetário. A primeira identifica esses choques como inovações verificadas nos níveis de algum agregado monetário, quais sejam, a base monetária, o estoque de moeda ou M2. (Barro, 1977; Reichenstein, 1987; Cochrane, 1994 *apud* Luporini, 2006, pp. 6). Já segunda vertente assume que os choques são derivados de inovações verificadas na taxa básica de juros da economia. (Bernanke & Gertler, 1995; Bernanke & Blinder, 1992; Christiano, Eichenbaum & Evans, 1994, 1999 *apud* Luporini, 2006, pp. 6) A maioria dos bancos centrais, tanto de países desenvolvidos como de países em desenvolvimento, tem adotado a taxa de juros como principal instrumento de política monetária. Mais precisamente, as autoridades

monetárias têm controlado o comportamento da taxa de juros por meio de taxas referenciais, aplicáveis às transações monetárias básicas, que servem de base para as demais operações financeiras, abdicando, em parte, do controle estrito das taxas de variação dos agregados monetários. Em relação ao caso brasileiro, cabe ressaltar que o Bacen utiliza a taxa de juros de *open-market* como o principal instrumento de política monetária. Por esta razão, o instrumento de política considerado nesta análise é a taxa de juros de *overnight Selic*.

Devido à falta de dados de frequência mensal acerca do Produto Interno Bruto (PIB), optou-se por utilizar, como *proxy*, a série de produção industrial dessazonalizada e a preços médios constantes de 2002. No tocante à taxa de câmbio, vale dizer que, desde o início da década de 1990, conforme a economia brasileira se abria ao comércio internacional, essa variável passou a influenciar fortemente o nível de preços interno, tornando-se alvo, portanto, das decisões de política monetária. Em virtude disso, optou-se por incluí-la como variável endógena do *benchmark model*. A série escolhida foi a taxa de câmbio comercial média de venda. Por fim, o índice de inflação selecionado foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), medido em pontos percentuais, que é o índice oficialmente utilizado pelo Bacen na condução do regime de metas de inflação.

As variáveis descritas acima foram obtidas no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Pura e Aplicada (IPEA). Além disso, foram renomeadas para facilitar a exposição dos resultados. Desta maneira, à produção industrial, atribuiu-se o nome de *output*, e à taxa de juros Selic, o nome *interest*. O termo *inflation* diz respeito ao índice de inflação, enquanto *exchange* refere-se à taxa de câmbio. Todas as variáveis foram log-transformadas, com vistas a facilitar a interpretação, à exceção da taxa de juros, medida em pontos percentuais. Em virtude de o índice de inflação apresentar *inputs* negativos em alguns meses dos anos de 2003, 2005 e 2006, uma constante $c = 1.0$ foi adicionada à série inteira. Este tipo de procedimento é usual, tendo sido utilizado por Luporini (2006). Cabe ressaltar que a adição de uma constante não afeta os coeficientes de interesse, uma vez que ela simplesmente altera o intercepto da variável *inflation* na equação de regressão.

Em virtude da sensibilidade das funções de impulso-resposta às diferentes especificações do modelo VAR, uma modelagem alternativa também foi testada. O novo modelo foi obtido por meio do acréscimo da variável risco-país, doravante denominada *embi*, ao *benchmark model*. O índice de risco-país é divulgado pelo JP Morgan e foi obtido com a Bloomberg. Como essa série é semanal, tomou-se a média aritmética para adequá-la à frequência mensal dos demais dados da análise. No Apêndice, encontra-se uma tabela com a listagem das variáveis (Tabela 1), contendo informações sobre cada uma, bem como a nomenclatura utilizada neste trabalho.

III.4 Testes de Raiz Unitária

Antes de estimar o sistema de equações de vetores auto-regressivos, é preciso testar a ordem de integração de cada variável. De acordo com Greene (2003, pp.612), uma série temporal é fracamente estacionária se (i) sua média é constante e independente do tempo, (ii) sua variância é finita e também independente do tempo e, por fim, (iii) a covariância entre dois termos quaisquer só depende da “distância” temporal entre eles. Ordenando as propriedades, temos que uma série fracamente estacionária atende as seguintes condições:

1. $E[y_t]$ é independente de t ;
2. $Var[y_t]$ é uma constante finita, positiva e independente de t ;
3. $Cov[y_t, y_s]$ é uma função de $|t - s|$, e não apenas de t ou s .

Se a condição de estacionariedade for violada, embora os coeficientes das equações em um VAR ainda possam ser estimados via OLS, suas distribuições assintóticas e respectivas taxas de convergência irão diferir daquelas utilizadas para avaliação de modelos cujas séries constituem processos puramente estacionários. Duas causas de não-estacionariedade são a presença de uma tendência determinística e a presença de raiz unitária nas séries em questão. Segundo Hamilton (1994):

“The coefficients of regression models involving unit roots or deterministic time trends are typically estimated by ordinary least squares. However, the asymptotic distributions of the coefficient estimates cannot be calculated in the same way as are those for regression models involving stationary variables. Among other difficulties, the estimates of different parameters will in general have different rates of convergence.” (pp. 454)

Quando uma série se torna estacionária ao se tomar a primeira diferença, diz-se que é integrada de ordem um, ou $I(1)$. De maneira geral, “*a nonstationary series is integrated of order d , denoted $I(d)$, if it becomes stationary after being first differenced d times.*” (GREENE, 2003, pp. 631). No caso de séries que apresentam tendência, deve-se proceder à remoção da tendência, em vez de se trabalhar com a série em diferença. A aplicação de técnicas de remoção de tendência a séries integradas, bem como a diferenciação de séries que apresentam tendência puramente determinística, apesar de alterar as séries, não necessariamente resolve o problema da estacionariedade.²³ Os testes de raiz unitária desempenham um papel importante, pois auxiliam o diagnóstico sobre a estacionariedade das séries. Detectada a presença de raiz unitária, deve-se trabalhar então com as séries diferenciadas, e não em nível.

Seguindo a metodologia sugerida por Hayashi (2000 *apud* LUPORINI, 2006, pp. 7), os testes de raiz unitária foram conduzidos considerando-se apenas o intercepto de cada uma das séries (*constant only*), exceto nos casos em que se encontraram fortes evidências acerca da existência de uma tendência temporal determinística. Esse foi o caso das variáveis *output* e *embi*, haja vista os gráficos destas séries apresentarem clara tendência ascendente e descendente, respectivamente. Os resultados são apresentados na Tabela 2, no Apêndice.

Os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) indicaram que não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis *Exchange*, *output* e *embi* ao nível de significância de 5%. As variáveis *interest* e *inflation*, por seu turno, não apresentaram raiz unitária, e, por isso, suas séries podem ser consideradas processos estacionários para a amostra em questão. Como os testes ADF e PP têm “*poor finite-sample properties*” (LUPORINI, 2006, pp. 7), optou-se por realizar ainda o *Dickey-Fuller-Generalized Least Squares test* (DF-GLS), “*which has better finite-sample properties and good power*” (LUPORINI, 2006, pp. 7). O teste DF-GLS confirmou as conclusões referentes às variáveis *inflation*, *output*, *exchange* e *embi*. No tocante à variável *interest*, o teste indicou presença de raiz unitária. Não obstante, tendo em vista os resultados obtidos

²³ Acerca das diferenças entre *trend stationary process* e *integrated series*, ver Greene (2003).

anteriormente, essa última variável foi considerada integrada de ordem zero e, portanto, para a estimação do modelo VAR, não se tomou a primeira diferença.

III.5 Estimação do Modelo VAR

O sistema VAR foi estimado com as variáveis *output*, *inflation*, *exchange* e *interest*, nesta ordem. Esta especificação doravante será denominada *benchmark specification*. Cabe mencionar que, seguindo os resultados dos testes de raiz unitária, tomou-se a primeira diferença para as séries *output* e *exchange*.

A importância da taxa de juros e da taxa de câmbio para a condução da política monetária já foi discutida na seção III.3 Dados: a taxa de juros de *overnight* Selic é o principal instrumento de política monetária do Bacen, enquanto a taxa de câmbio exerce forte influência sobre o nível de preços internos desde a abertura econômica da década de 1990. A série *output* captura variações no nível de atividade econômica. Uma vez que um dos objetivos deste trabalho é medir o efeito de um choque de política monetária sobre o nível de renda, essa variável se torna indispensável à formulação do modelo. Por fim, *inflation* provê variações percentuais do nível de preços, informações indispensáveis para quaisquer autoridades monetárias.

De acordo com a *benchmark specification*, as autoridades monetárias dispõem de informação sobre o nível corrente de atividade econômica, a taxa de inflação e a taxa de câmbio ao determinar o patamar da taxa de juros. Embora a hipótese de que os *policymakers* tenham acesso a dados sobre o PIB corrente ao definir a política econômica pareça irrealista, Luporni (2006) argumenta que:

“(...) the policymaker does have access to a series of partial indicators of economic activity, such as industrial production indexes, the public indebtedness levels, retail sales, construction indexes, etc., which provide a very good indication of where the economy is heading. In this sense, it is not too far-fetched to assume the policymaker knows the current level of economic activity.” (pp. 9)

Uma vez que a frequência das séries é mensal, o VAR foi primeiramente estimado com doze defasagens de cada variável, além de um vetor de constantes. Todas as raízes do polinômio auto-regressivo apresentaram módulo menor que um, garantindo a estabilidade

do sistema. Não obstante, o teste de auto-correlação dos resíduos revelou presença de auto-correlação para a primeira, terceira, quinta e décima primeira defasagens. Mais ainda, devido ao número demasiadamente grande de *lags*, o teste de homocedasticidade dos resíduos (White Heteroscedasticity – No cross Terms) não pôde ser conduzido. Por fim, segundo o teste de normalidade, os resíduos se mostraram fortemente não-gaussianos. Os resultados podem ser conferidos na Tabela 3, no Apêndice.

O passo seguinte consistiu na utilização de critérios de informação, a fim de se selecionar o número de defasagens mais apropriado e, assim, melhorar a especificação do modelo. Enquanto o critério de informação *Akaike* sugeriu 12 defasagens, o critério *Schwarz*, a princípio mais rigoroso, selecionou apenas 1 *lag*. O *Final Prediction Error (FPE)*, por seu turno, considerou 4 *lags*, e o *Sequential Modified Likelihood Ratio (LR)*, 11 *lags*. (Tabela 4, no apêndice)

A estimação com apenas uma defasagem, sugerida pelo *Schwarz Criterion*, resultou em modelo cujos resíduos se mostraram fortemente auto-correlacionados, heterocedásticos e não-gaussianos. A estimação do *benchmark model* com 11 defasagens apresentou problemas semelhantes aos relatados para o sistema com 12 *lags*. Foram testados ainda modelos com número de defasagens que variavam de 2 a 10 *lags*. Dentre eles, não houve especificação que passasse pelo crivo de normalidade dos resíduos. Deve-se salientar, no entanto, que o teste Jarque-Bera só é válido assintoticamente, enquanto a amostra em questão é relativamente pequena, pois sua frequência é mensal e o período coberto na análise é inferior a uma década. Tendo em vista a dificuldade de se obter resíduos gaussianos, usualmente é dado prosseguimento à análise, fazendo-se apenas a ressalva de que os intervalos de confiança apresentados para as funções impulso-resposta podem diferir dos verdadeiros, em virtude de a distribuição dos erros do modelo ser desconhecida. Essa prática foi adotada por Luporini (2006) e será seguida aqui.

Na Tabela 5, no apêndice, são apresentados os resultados dos testes de auto-correlação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos para os modelos com 4 (conforme indicado pelo critério FPE), 6, 8 e 9 defasagens. Nos modelos com 4 e 5 *lags*, os testes apontaram para resíduos fortemente heterocedásticos. No tocante à especificação

com 7 lags, cabe notar que, embora não houvesse evidências contundentes acerca da heterocedasticidade, os resíduos apresentaram auto-correlação, inviabilizando o modelo.

De todas as especificações testadas, o modelo com 8 defasagens foi o que apresentou melhor desempenho, se forem considerados conjuntamente os resultados dos testes de auto-correlação e homocedasticidade dos resíduos. Por esta razão, foi selecionado para a análise subsequente das funções impulso-resposta, apresentadas na Figura 1, no apêndice. As linhas pontilhadas nos gráficos representam o intervalo de confiança de 95% para as funções impulso-resposta estimadas (linhas sólidas).

A partir da análise da Figura 1, é possível notar que um aperto monetário tem impacto imediato sobre a taxa de crescimento do produto real, que atinge seu menor nível já no segundo mês após o choque. Nos períodos subsequentes ao décimo - terceiro mês, percebe-se a dissipação dos efeitos do choque, quando a taxa de crescimento do PIB tende a voltar à média.

A taxa de câmbio apresenta crescimento nos três primeiros meses após o choque, assumindo tendência de queda apenas no quarto mês. Esse padrão indica que, seguindo um aperto monetário, o Real tende a se depreciar *vis-à-vis* o Dólar. A apreciação da moeda doméstica se dá somente a partir do quarto mês. A inflação, por sua vez, apesar de ceder nos 2 primeiros meses, experimenta forte aceleração no terceiro e quarto meses, quando então torna a desacelerar, para, após alguns períodos, sua taxa assumir tendência de retorno à média. A depreciação do câmbio e a aceleração da inflação verificadas após o choque monetário não encontram paralelo na teoria econômica, apesar de serem comumente relatadas em trabalhos empíricos sobre mecanismos de transmissão monetária baseados em modelos VAR. (EICHENBAUM, 1992; *apud* LUPORINI, 2006, pp. 10) Segundo Luporini (2006), *'known as the "price puzzle", these effects usually result from failure to include variables in the information set of the model that are in fact used by the policymaker'*. (pp.10) Este assunto será retomado na seção seguinte.

Em virtude de os modelos com 6 e 9 defasagens também apresentarem resultados satisfatórios nos testes de auto-correlação e homocedasticidade, suas funções impulso-

resposta são apresentadas, a critério de comparação, nas Figuras 2 e 3, respectivamente, no apêndice. É possível notar que os resultados qualitativos apresentados nos gráficos das funções-impulso resposta do *benchmark model* com 8 lags não mudaram: um aperto monetário imediatamente reduz a taxa de crescimento do produto e leva a uma depreciação do câmbio, enquanto a taxa de inflação apresenta queda nos 2 primeiros meses, para depois subir fortemente. O PIB tende a retornar à média após treze meses, enquanto a inflação começa a ceder novamente no quarto mês subsequente ao choque. Por fim, a taxa de câmbio começa a se apreciar também no quarto mês.

As implicações acerca de um choque de política monetária apresentadas neste trabalho se assemelham às encontradas por Luporini (2006), à exceção do curto período de queda na taxa de inflação, que compreende os dois meses imediatamente após a contração monetária inesperada.

III.6 Taxa de Câmbio e *Price Puzzle*

Os modelos VAR, embora se mostrem uma ferramenta poderosa na análise de séries temporais integradas de mesma ordem, por considerar todas as variáveis interdependentes, devem ser utilizados com cautela. A sua má especificação, muitas vezes, resulta em estimativas inconsistentes com a teoria econômica. Conforme visto na seção anterior, as funções impulso-resposta indicaram uma desvalorização do câmbio, bem como uma aceleração da inflação em períodos subsequentes a um choque de política monetária.

Os efeitos de um choque monetário sobre taxas de câmbio já foram objeto de análise em diversos *papers*, dentre os quais encontram-se artigos que empregam esquemas de identificação baseados na *recursive assumption*. Segundo Christiano *et al* (1999), enquanto esses trabalhos, quando aplicados à economia norte-americana, encontram resultados que são consistentes com a literatura tradicional acerca de política monetária, o uso da mesma metodologia para estudar choques monetários em outros ambientes econômicos gera resultados incompatíveis. A explicação pode estar no fato de os modelos tratarem casos de economias fechadas. Embora essa abordagem proveja resultados

aceitáveis para estimativas concernentes aos Estados Unidos, Christiano *et al* (1999) ressalta que:

“(...) in some countries, monetary policy may not only respond to the state of the domestic economy but also to the state of foreign economies, including foreign monetary policy actions.” (pp. 94)

O trabalho de Grilli e Roubini (1995. apud CHRISTIANO ET AL. 1999, pp. 95), cuja análise considera “*policy shock measures for non-US-G7 countries*”, apresenta resultado semelhante ao exposto na seção III.5 para a resposta da taxa de câmbio a um choque monetário. De acordo com Christiano *et al* (1999):

“(...) they find that a contractionary shock to a foreign country’s monetary policy leads initially to a depreciation in the foreign country’s currency. Grilli and Roubini argue that this result reflects that the measured policy shocks are confounded by the systematic reaction of foreign monetary policy to US monetary policy and expected inflation.” (pp. 94)

Com respeito à aceleração da inflação após um choque monetário contracionista, este é um fenômeno conhecido pela literatura como *price-puzzle*, sendo encontrado tanto em *papers* de autores estrangeiros, como o de CHIRSTIANO ET AL. (1999), como também em trabalhos de pesquisadores brasileiros, dentre os quais MINELLA (2001) e LUPORINI (2006). O *price-puzzle* consiste em uma singular resposta dinâmica do nível de preços a um aperto monetário não esperado: estimou-se que choques monetários contracionistas levam a um aumento sustentado do nível de preços, ao menos nos primeiros períodos subseqüentes aos choques. Obviamente, este resultado se configura anômalo quando comparado à teoria econômica.

Ainda segundo Christiano *et al* (1999), a explicação desenvolvida pela literatura para a aparente subida do nível de preços após o choque contracionista baseia-se no argumento de que as especificações do conjunto de informação Ω_t nesses modelos não incluíam dados sobre a inflação futura que estavam disponíveis para as autoridades monetárias.

“(...) the conjecture is that policy shocks which are associated with substantial price puzzles are actually confounded with nonpolicy disturbances that signal future increases in prices.” (CHRISTIANO ET AL. 1999, pp. 99)

Vale dizer que, para o caso norte-americano, esse “quebra-cabeça” é resolvido por meio da introdução de índices de preços de commodities em Ω_t . A explicação reside no fato de que, na história estadunidense do pós-guerra, um aumento da inflação é precedido por uma elevação no preço das commodities. Em relação ao caso brasileiro, Luporini (2006) tentou, sem sucesso, resolver o price-puzzle seguindo a metodologia acima.

É sabido que, no estabelecimento da meta de inflação, bem como do patamar da taxa de juros de referência, as autoridades monetárias brasileiras levam em consideração a taxa de câmbio. De fato, a estabilização do nível de preços obtida pelo Plano Real em 1994 baseou-se fortemente na abertura econômica, que permitiu o controle dos preços dos bens transacionáveis via câmbio: os preços desses bens eram limitados superiormente pelos preços de seus similares importados. Movimentos na taxa de câmbio são, portanto, observados atentamente pelo Bacen. Poderiam então os choques de política monetária ser, na verdade, uma resposta sistemática das autoridades monetárias brasileiras a um movimento esperado de depreciação ou apreciação do câmbio? A justificativa é como segue: um aumento do risco-Brasil levaria a uma depreciação do câmbio, que, por seu turno, poderia trazer pressões inflacionárias, contaminando os preços domésticos. Visando evitar ou atenuar essa depreciação, o Bacen aumentaria a taxa de juros.

Com o objetivo de testar essa hipótese, esta seção sugere o acréscimo de uma medida de risco-país ao conjunto de informação desenhado para o *benchmark model*. O sistema VAR foi re-estimado com 8 *lags* das seguintes variáveis: *output*, *inflation*, *exchange*, *embi* e *interest*, nessa ordem. Cabe lembrar que, em virtude de os testes não rejeitarem a presença de raiz unitária nas séries de *output* e *exchange*, foi tomada a primeira diferença dessas variáveis.

As funções impulso-resposta encontram-se na Figura 4, no apêndice. As respostas dinâmicas de *output* e *interest* pouco mudaram em relação ao modelo original. Mais ainda, a inclusão da variável *embi*, *proxy* do risco-Brasil não resolveu o *price-puzzle*: as respostas dinâmicas de *inflation* a uma mudança inesperada em *interest* se mostram similares àquelas reportadas para o *benchmark model*. Curiosamente, a depreciação da taxa de câmbio nos primeiros períodos subsequentes ao choque (o *exchange rate puzzle*) parece desaparecer: a

uma apreciação cambial nos 2 primeiros meses, segue-se uma pequena depreciação no terceiro mês, quando então o câmbio volta a se apreciar, desta vez de forma mais consistente.

Uma justificativa para o resultado inesperado pode ser a seguinte: historicamente, em períodos de crises, a incerteza associada à capacidade de resposta da economia brasileira, via de regra, leva à saída de capitais. Em alguns momentos, verifica-se também intensa especulação contra a moeda doméstica, como foi o caso nos meses antecedentes ao fim do regime de câmbio fixo, em janeiro de 1999. A reação das autoridades monetárias nestas circunstâncias – o aumento da taxa de juros – não se mostra capaz de conter a fuga dos investidores para outras moedas, normalmente o dólar. Observa-se, assim, um movimento de depreciação do câmbio ao mesmo tempo em que há elevação da taxa de juros pelo Bacen. A explicação para esse fenômeno que aparentemente contradiz a teoria econômica reside na crença do mercado acerca da fragilidade dos fundamentos da economia brasileira, que gera expectativas negativas quanto aos desdobramentos das crises no país. A expectativa de piora no cenário econômico justificaria a saída de capitais, mesmo em face de um aumento do prêmio de risco pago pelo Brasil.

A introdução de uma *proxy* do risco-país pode haver corrigido o problema de correlação entre depreciação cambial e elevação dos juros, tornando a função de reação estimada do Bancen sensível às expectativas do mercado. Cabe lembrar que, além do ano de 1999, o período estudado neste trabalho abrange outros momentos de crise da economia brasileira, como o ano de eleitoral de 2002, em que também se verificou forte depreciação cambial apesar de sucessivas elevações das taxas de juros.

CONCLUSÃO

O presente trabalho analisou a transmissão da política monetária brasileira no período que compreende os anos de 1999 a 2006. Para tanto, inicialmente discutiram-se os mecanismos por meio dos quais a política monetária afeta a economia. Procurou-se assim, em bases puramente teóricas, elucidar não apenas o efeito final de uma mudança nos instrumentos monetários, mas também a dinâmica que compreende a propagação dos choques monetários por diversos ativos até finalmente afetar a variável econômica almejada. Em seguida, foram fornecidas ferramentas econométricas, com o objetivo de viabilizar a mensuração dos desdobramentos das políticas do Bacen.

A última etapa do trabalho pode ser dividida em quatro partes: a primeira compreendeu a introdução do conceito de função de reação do Bacen; expuseram-se assim os objetos-alvo da *recursiveness assumption* – premissa adotada a fim de permitir o cálculo das *impulse response functions* – a saber, o conjunto de informação das autoridades monetárias e a idéia de choque monetário. A segunda parte tratou da apresentação e do tratamento das séries econômicas que se supôs comporem o conjunto de informação do Bacen. A terceira, por sua vez, fez uso de um *benchmark model* para finalmente estimar as respostas dinâmicas de variáveis econômicas a um choque de política monetária, objetivo geral deste estudo. Obtiveram-se, no entanto, respostas empíricas incongruentes com a teoria econômica, a saber, o *exchange rate puzzle* e o *price puzzle*. Procedeu-se então à tentativa de solucionar o *price puzzle* via proposição de uma nova especificação para o *information set* das autoridades monetárias, no caso, via a inclusão de um índice de risco-país.

O *benchmark model* foi o modelo VAR elaborado usando-se a especificação padrão para o *information set* das autoridades monetárias, segundo a qual esse conjunto é formado pelo nível de produção corrente, a taxa de câmbio e a taxa de inflação. Os resultados indicaram que um choque monetário contracionista reduz imediatamente a atividade econômica, todavia só afeta o nível de preços e a taxa de câmbio com certa defasagem. De acordo com o modelo, um aperto não esperado da política monetária resulta inicialmente

em aceleração da inflação. Acerca da dinâmica estimada do nível de preços, Luporini (2006, pp. 22) argumenta que *‘this effect, not supported by conventional theory of the monetary policy, has been commonly reported in empirical literature on the monetary transmission mechanism using vector-autoregressions and became known as the “price puzzle”’*. Adicionalmente, verificou-se a depreciação da moeda doméstica após choques contracionistas, o chamado *exchange rate puzzle*.

Acredita-se que as incongruências obtidas por meio da estimação do *benchmark model* estão ligadas à má especificação do *information set* das autoridades monetárias, visto que, no caso norte-americano, a inclusão de índices de preço de *commodities* no conjunto de informação geralmente elimina o *price puzzle*. No caso brasileiro, *‘the results have indicated that the commodity price index and other variables, such as oil prices, have not solved the “price puzzle”’*.⁹ LUPORINI (2006, pp. 22) O acréscimo de uma *proxy* do risco-país se mostrou infrutífero sob este aspecto, embora tenha, aparentemente, eliminado o *exchange rate puzzle*. As razões para tal, argumenta-se, podem residir na questão das expectativas de mercado: mesmo diante de um aumento do prêmio de risco pago pelos títulos do governo brasileiro, verifica-se a saída de capitais em momentos de crise econômica, em virtude do pessimismo do mercado face aos fundamentos da economia brasileira. A variável *embi* pode haver tornado a função de reação do Bacen sensível a essas expectativas, o que é particularmente relevante neste trabalho, visto que o período em análise compreende anos de cenários econômicos bastante adversos.

Os resultados obtidos neste trabalho não são, de forma alguma, definitivos. As inconsistências entre as estimações das respostas dinâmicas das variáveis econômicas e a teoria acerca de política monetária deixam claro que o campo ainda deve ser fruto de intensa pesquisa por parte das autoridades monetárias e de instituições competentes. Deve-se lembrar ainda que, com o objetivo de viabilizar a estimação das funções impulso-resposta, foram feitas hipóteses que não estão a salvo de contestação: tomou-se o choque monetário como sendo ortogonal ao conjunto de informação do Bacen (*recursiveness assumption*), enquanto se supôs que a função de reação do banco central fosse linear. Embora facilitem o estudo empírico, podem encerrar em si parte das distorções identificadas nas respostas dinâmicas deste trabalho.

APÊNDICE

Tabela 1. Variáveis

Variável	Descrição	Nomenclatura*
Inflação	Inflação - IPCA - (% a.m.) - IBGE/SNIPC - PRECOS12_IPCAG12	inflation
Taxa de câmbio	Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda - média - R\$ - BCB Boletim/BP - BM12_ERV12	exchange
Taxa básica de juros	Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - BCB Boletim/M.Finan. - BM12_TJOVER12	interest
Produção industrial (<i>proxy</i> do PIB mensal)	Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessaz. (média 2002 = 100) - IBGE/PIM-PF - PIMPFN12_QIIGSAS12	output
Risco-Brasil	Índice divulgado semanalmente pelo JP Morgan. Os valores mensais utilizados são a média aritmética dos valores semanais. Código Bloomberg: JPSSEMBR Index	embi
*Nome dado às variáveis após as devidas alterações feitas nas séries orginais.		

Tabela 2. Testes de Raiz Unitária

Augmented Dickey-Fuller							
Variáveis	Amostra	Termos	Estatística do Teste	Valores Críticos			Ordem de Integração
				1%	5%	10%	
interest	1999M05 2006M12	C	-4.72169	-3.50305	-2.89323	-2.58374	I(0)
inflation	1999M02 2006M12	C	-4.68159	-3.50067	-2.89220	-2.58319	I(0)
exchange	1999M03 2006M12	C	-1.36210	-3.50145	-2.89254	-2.58337	I(1)
output	1999M02 2006M12	C, Trend	-3.05375	-4.05753	-3.45781	-3.15486	I(1)
embi	1999M04 2006M12	C, Trend	-3.28244	-4.05973	-3.45886	-3.15547	I(1)
D(interest)	1999M05 2006M12	C	-5.61666	-3.50305	-2.89323	-2.58374	
D(inflation)	1999M04 2006M12	C	-9.87261	-3.50224	-2.89288	-2.58355	
D(exchange)	1999M03 2006M12	C	-8.08690	-3.50145	-2.89254	-2.58337	
D(output)	1999M03 2006M12	C, Trend	-10.80952	-4.05862	-3.45833	-3.15516	
D(embi)	1999M05 2006M12	C, Trend	-5.38765	-4.06087	-3.45940	-3.15579	
Phillips Perron							
Variáveis	Amostra	Termos	Estatística do Teste	Valores Críticos			Ordem de Integração
				1%	5%	10%	
interest	1999M02 2006M12	C	-3.23903	-3.50067	-2.89220	-2.58319	I(0)
inflation	1999M02 2006M12	C	-4.75879	-3.50067	-2.89220	-2.58319	I(0)
exchange	1999M02 2006M12	C	-1.92880	-3.50067	-2.89220	-2.58319	I(1)
output	1999M02 2006M12	C, Trend	-3.10896	-4.05753	-3.45781	-3.15486	I(1)
embi	1999M02 2006M12	C, Trend	-2.37536	-4.05753	-3.45781	-3.15486	I(1)
D(interest)	1999M03 2006M12	C	-13.37902	-3.50145	-2.89254	-2.58337	
D(inflation)	1999M03 2006M12	C	-16.13750	-3.50145	-2.89254	-2.58337	
D(exchange)	1999M03 2006M12	C	-8.13602	-3.50145	-2.89254	-2.58337	
D(output)	1999M03 2006M12	C, Trend	-11.32180	-4.05862	-3.45833	-3.15516	
D(embi)	1999M03 2006M12	C, Trend	-6.34875	-4.05862	-3.45833	-3.15516	
Dickey-Fuller GLS							
Variáveis	Amostra	Termos	Estatística do Teste	Valores Críticos			Ordem de Integração
				1%	5%	10%	
interest	1999M05 2006M12	C	-1.09111	-2.59034	-1.94436	-1.61444	I(1)
inflation	1999M02 2006M12	C	-4.67295	-2.58953	-1.94425	-1.61451	I(0)
exchange	1999M03 2006M12	C	-0.82823	-2.58980	-1.94429	-1.61449	I(1)
output	1999M02 2006M12	C, Trend	-3.09115	-3.59900	-3.04600	-2.75500	I(1)
embi	1999M04 2006M12	C, Trend	-3.22170	-3.60660	-3.05240	-2.76100	I(1)
D(interest)	1999M05 2006M12	C	-2.68498	-2.59034	-1.94436	-1.61444	
D(inflation)	1999M03 2006M12	C	-8.53675	-2.58980	-1.94429	-1.61449	
D(exchange)	1999M06 2006M12	C	-0.93168	-2.59062	-1.94440	-1.61442	
D(output)	1999M03 2006M12	C, Trend	-9.58501	-3.60280	-3.04920	-2.75800	
D(embi)	1999M05 2006M12	C, Trend	-4.86124	-3.61040	-3.05560	-2.76400	

Tabela 3. Testes de Auto-correlação e Normalidade dos resíduos (modelo com 12 lags)

Auto-correlação			Normalidade		
Lags	LM-Stat.	Prob.	Variables	Jarque-Bera	Prob.
1	21.12976	0.1736	Output	22.03071	0.0000
2	15.5231	0.4867	Inflation	20.57551	0.0000
3	20.29909	0.2071	Exchange	21.70277	0.0000
4	8.558098	0.9305	Interest	20.62292	0.0000
5	19.06675	0.2652			
6	13.64563	0.6251			
7	10.36288	0.847			
8	14.23506	0.5812			
9	12.11392	0.7361			
10	11.37117	0.786			
11	34.25689	0.005			
12	10.42195	0.8437			
13	6.766199	0.9775	Joint Test	84.93191	0

Tabela 4. Critérios de seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: D(OUTPUT) INFLATION D(EXCHANGE) INTEREST Exogenous variables: C Sample: 1999M01 2006M12 Included observations: 83						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-141.6296	NA	0.000393	3.509147	3.625718	3.555979
1	-59.63167	154.1166	8.01e-05	1.918835	2.501689*	2.152993*
2	-42.60327	30.36390	7.84e-05	1.894055	2.943190	2.315539
3	-26.63455	26.93519	7.90e-05	1.894808	3.410227	2.503619
4	-2.479385	38.41544	6.57e-05*	1.698298	3.679999	2.494435
5	12.66231	22.62134	6.86e-05	1.718980	4.166964	2.702443
6	30.58589	25.04982	6.76e-05	1.672629	4.586895	2.843418
7	40.11762	12.40274	8.27e-05	1.828491	5.209039	3.186606
8	51.11096	13.24498	9.94e-05	1.949134	5.795964	3.494575
9	62.64884	12.78898	0.000120	2.056654	6.369768	3.789422
10	78.23194	15.77085	0.000136	2.066700	6.846096	3.986794
11	108.9884	28.16254*	0.000109	1.711123	6.956801	3.818543
12	128.8186	16.24640	0.000120	1.618830*	7.330791	3.913576
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Tabela 5. Testes de Auto-correlação e Normalidade dos resíduos

Auto-correlação			Homocedasticidade			Normalidade		
Modelo com 4 lags								
Lags	LM-Stat.	Prob.	Dependent	Chi-sq(32)	Prob.	Variables	Jarque-Bera	Prob.
1	37.45378	0.0018	res1*res1	32.45886	0.4442	Output	0.832643	0.6595
2	17.67164	0.3435	res2*res2	45.16280	0.0614	Inflation	3.421955	0.1807
3	17.05316	0.3822	res3*res3	54.91613	0.0071	Exchange	5.112972	0.0776
4	23.04137	0.1126	res4*res4	41.31477	0.1253	Interest	4.84132	0.0889
5	14.2284	0.5817	res2*res1	28.55558	0.6416			
6	14.37802	0.5706	res3*res1	38.80187	0.1898			
7	21.01751	0.1778	res3*res2	65.65357	0.0004			
8	11.26805	0.7926	res4*res1	35.16003	0.3208			
9	12.88746	0.681	res4*res2	40.67764	0.1397			
10	18.28527	0.3075	res4*res3	37.84040	0.2200			
11	17.4467	0.3573						
12	26.24402	0.0507	Joint Test	370.8953	0.0262	Joint Test	14.20889	0.0765
Modelo com 6 lags								
Lags	LM-Stat.	Prob.	Dependent	Chi-sq(48)	Prob.	Variables	Jarque-Bera	Prob.
1	11.54992	0.7743	res1*res1	47.68792	0.4856	Output	3.419234	0.1809
2	11.97994	0.7454	res2*res2	44.17463	0.6303	Inflation	5.399233	0.0672
3	13.86257	0.6090	res3*res3	70.77025	0.0179	Exchange	11.88832	0.0026
4	17.22493	0.3712	res4*res4	58.51922	0.1421	Interest	10.04894	0.0066
5	12.45212	0.7123	res2*res1	39.72504	0.7966			
6	14.86437	0.5346	res3*res1	56.09365	0.1974			
7	14.24448	0.5805	res3*res2	67.16012	0.0352			
8	8.764712	0.9228	res4*res1	45.22112	0.5874			
9	9.182766	0.9057	res4*res2	52.70785	0.2969			
10	14.59159	0.5547	res4*res3	45.76138	0.5650			
11	28.49742	0.0276						
12	27.82973	0.0331	Joint Test	485.951	0.4158	Joint Test	30.75573	0.0002
Modelo com 8 lags								
Lags	LM-Stat.	Prob.	Dependent	Chi-sq(64)	Prob.	Variables	Jarque-Bera	Prob.
1	11.07241	0.8050	res1*res1	66.55893	0.3890	Output	8.423476	0.0148
2	11.26134	0.7931	res2*res2	67.05353	0.3728	Inflation	7.379098	0.0250
3	16.05511	0.4491	res3*res3	74.69835	0.1696	Exchange	13.33333	0.0013
4	15.38935	0.4963	res4*res4	68.21780	0.3359	Interest	14.52533	0.0007
5	20.44432	0.2009	res2*res1	65.02602	0.4407			
6	17.484	0.3550	res3*res1	71.22609	0.2500			
7	13.47917	0.6375	res3*res2	74.55768	0.1725			
8	10.17351	0.8574	res4*res1	53.02054	0.8346			
9	10.67821	0.8289	res4*res2	66.09182	0.4045			
10	13.22802	0.6560	res4*res3	54.14094	0.8054			
11	19.43893	0.2466						
12	28.13519	0.0305	Joint Test	639.0095	0.5036	Joint Test	43.66123	0.0000
Modelo com 9 lags								
Lags	LM-Stat.	Prob.	Dependent	Chi-sq(72)	Prob.	Variables	Jarque-Bera	Prob.
1	13.83278	0.61120	res1*res1	78.06902	0.2920	Output	10.1189	0.0063
2	17.29557	0.36670	res2*res2	66.80804	0.6508	Inflation	10.29464	0.0058
3	15.38824	0.49640	res3*res3	80.32125	0.2347	Exchange	16.30942	0.0003
4	14.78153	0.54070	res4*res4	73.41404	0.4315	Interest	16.0439	0.0003
5	22.28659	0.13420	res2*res1	67.74513	0.6202			
6	15.76075	0.46980	res3*res1	79.25998	0.2608			
7	20.93302	0.18110	res3*res2	77.06211	0.3200			
8	11.43299	0.78200	res4*res1	57.31581	0.8965			
9	12.77926	0.68880	res4*res2	72.99425	0.4451			
10	14.37049	0.57110	res4*res3	64.57828	0.7207			
11	25.33193	0.06420						
12	31.98812	0.01000	Joint Test	704.3067	0.6551	Joint Test	52.76686	0.0000

Figura 1. Impulse-response functions – benchmark model with 8 lags

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

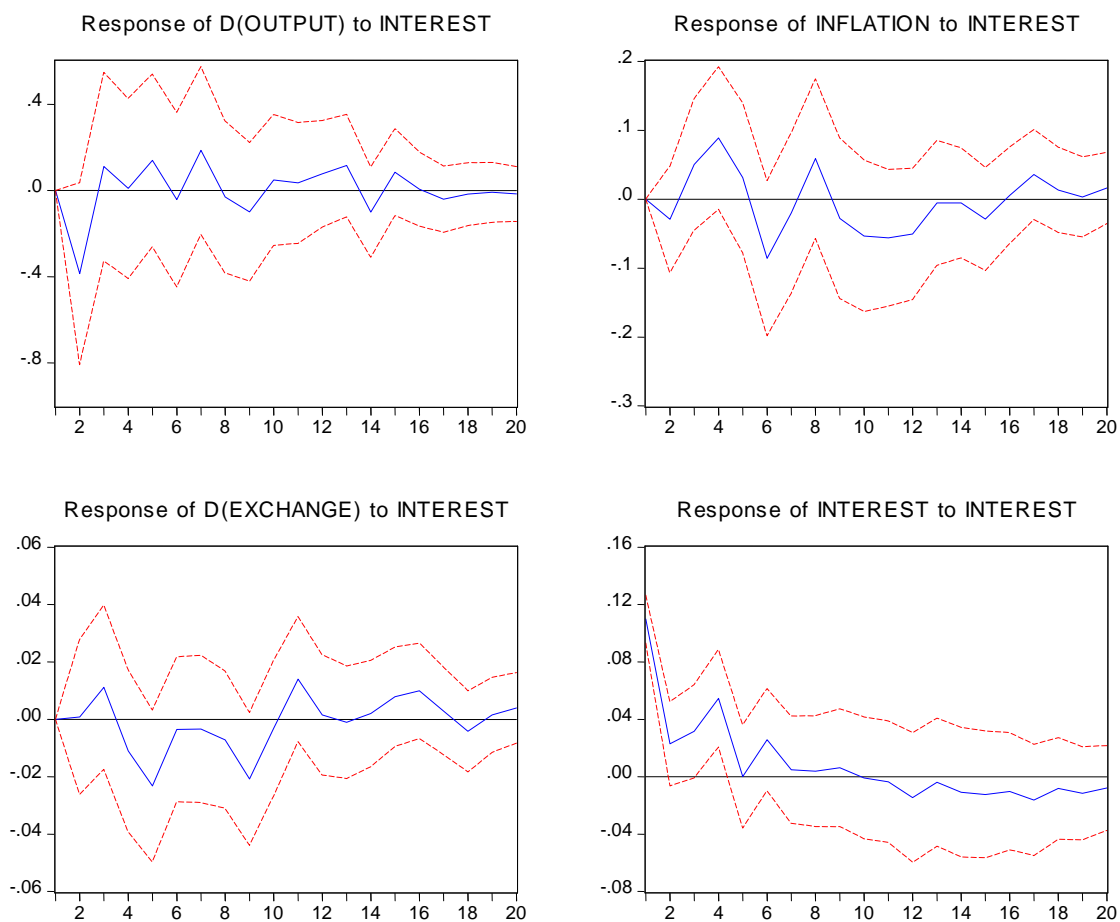


Figure 2. Impulse-response functions – benchmark model with 6 lags

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

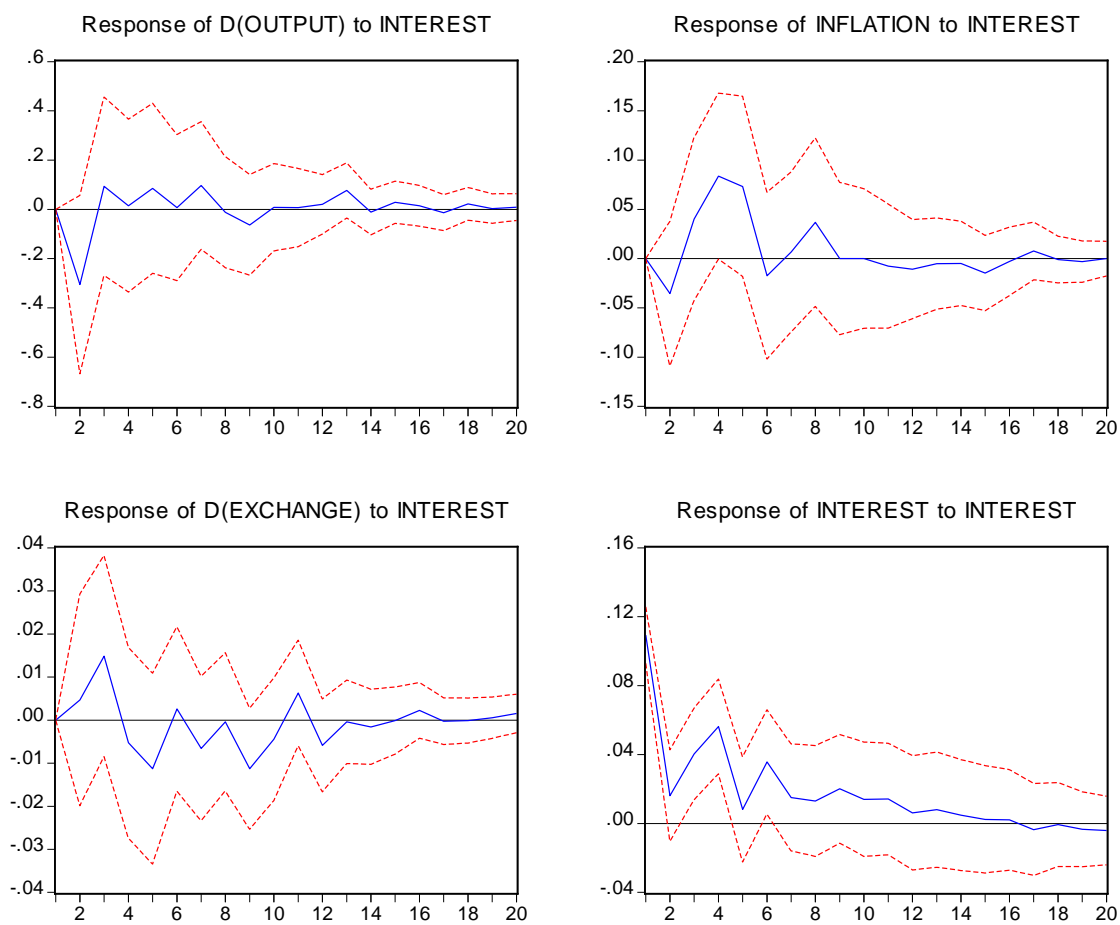


Figura 3. Impulse-response functions – benchmark model with 9 lags

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

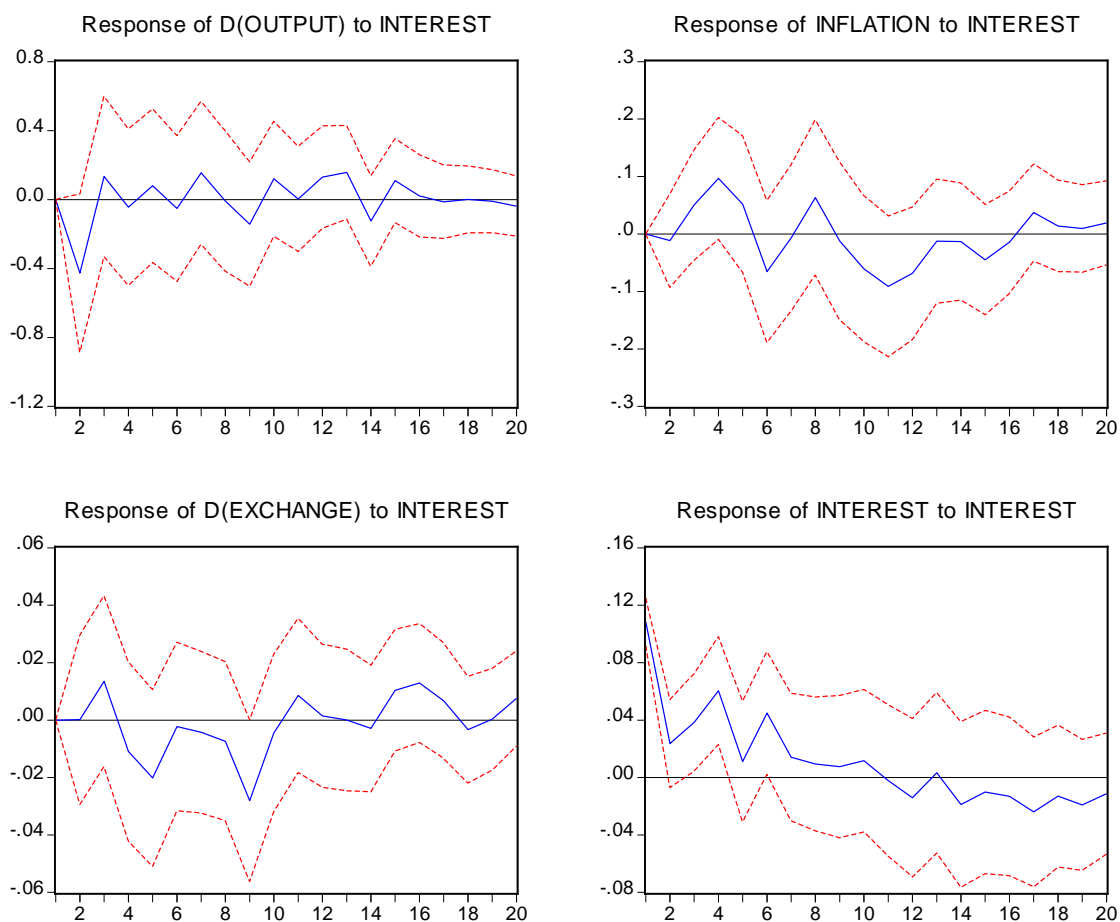
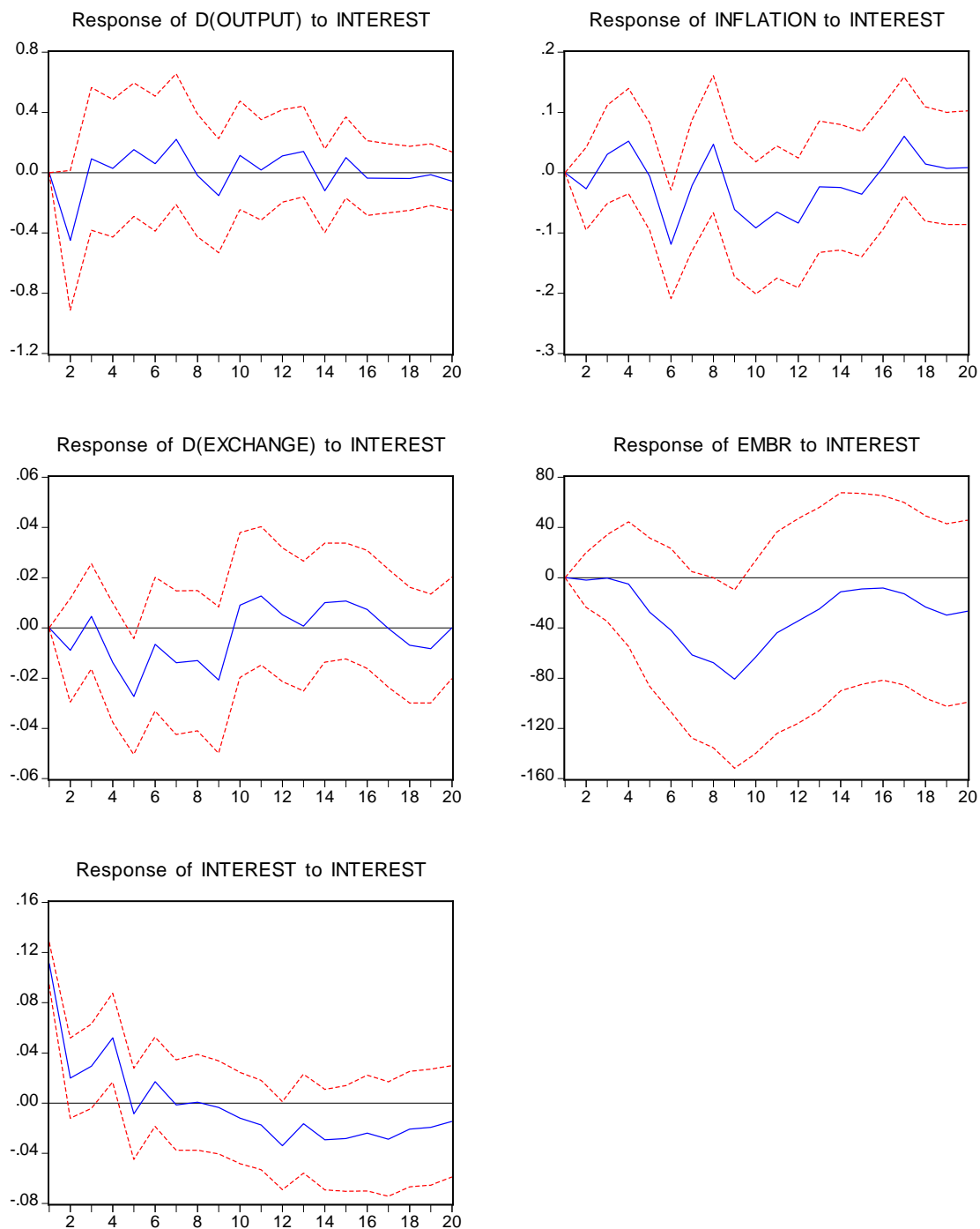


Figure 4. Impulse-response functions – Emerging Markets Bond Index in the information set – model with 8 lags

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACHA, Edmar Lisboa; OLIVEIRA, Luiz Chrysóstomo. **Mercado de capitais e dívida pública**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2006.

BERNANKE, Ben S., GERTLER, Mark. **Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, Fall 1995.

BERNANKE, Ben S., MISHKIN, Frederic. **Inflation targeting: a new framework for monetary policy?** *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 2, Spring 1997.

BLANCHARD, Olivier Jean. **Why does money affect output? A survey**. In: B. M. Friedman e F.H. Hahn (editores), *Handbook of Macroeconomics*, vol.II, 1.ed. Amsterdam: North-Holland, capítulo 15, pp. 779-835, 1990.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre Antonio; e WERLANG, Sérgio R. Costa. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, maio 2003 (Trabalhos para Discussão, n. 1). Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf> > Acesso em 14 maio. 2007.

CHRISTIANO, Lawrence, EICHENBAUM, Martin, e EVANS, Charles. **Monetary Policy Shocks: What Have We Learned And To What End?** In: John B. Taylor e Michael Woodford (organizadores), *Handbook of Macroeconomics*, vol.1A. Amsterdam: North-Holland, p. 65-148, 1999.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 2. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2004.

EVIEWS 5.1 USER'S GUIDE. Irvine (CA): Quantitative Micro Software, 2005. Disponível em: <<http://www.eviews.com/download/download.html>> Acesso em 9 jan. 2009.

FERREIRA, Carlos Kawall Leal; ROBOTTON, Murilo Filho; DUPITA, Adriana Beltrão **Política monetária e alongamento da dívida pública: uma proposta de discussão**. São Paulo: PUC-SP, 2004 (Texto para Discussão, n. 9). Disponível em: < <http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/Kawall2.PDF> > Acesso em 6 abr. 2007.

FRANCO, Gustavo H. B. **Notas sobre crowding out, juros altos e Letras Financeiras do Tesouro**. Rio de Janeiro: IEPE/CdG, 2005. 22 p. Disponível em: < http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/LFTs_final_revista.PDF > Acesso em 6 abr. 2007.

FRIEDMAN, Benjamin M. **Monetary Policy**. NBER w.p. 8057, Dez. 2000. Disponível em: < <http://papers.nber.org/papers/W8057> > Acesso em 10 jul. 2007.

FUINHAS, José Alberto. **Os canais de transmissão da política monetária**. Portugal, Covilhã: Departamento de Gestão e Economia da Universidade da Beira Interior, abr. 2002 (Working Paper n. 2) Disponível em: <

<http://www.dge.ubi.pt/investigar/TDiscussao/2002/TD022002.pdf> > Acesso em 30 maio 2007.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Pearson Education, 2003.

HAMILTON, James D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HICKS, John R. **Mr. Keynes and the 'classics': a suggested interpretation**. *Econometrica*, v. 5, n. 2, Abril 1937. Disponível em < [http://links.jstor.org/sici?sici=0012-9682\(193704\)5:2%3C147:MKAT%22A%3E2.0.CO;2-E](http://links.jstor.org/sici?sici=0012-9682(193704)5:2%3C147:MKAT%22A%3E2.0.CO;2-E) > Acesso em 26 jun. 2007.

LOPES, Luiz Martins; VASCONCELLOS, Marco Antonio (organizadores). **Manual de macroeconomia: básico e intermediário**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

LUPORINI, Viviane. **The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a VAR analysis**. In: II International Workshop UFF-UNISI, jun. 2006, Niterói (Texto para discussão, n. 187). Disponível em: < http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD187.pdf > Acesso em 15 abr. 2007.

LÜTKEPOHL, Helmut. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlim: Springer-Verlag, 1991.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. 5.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2004.

MELTZER, Alan H. **Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, Fall 1995.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. **Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro**. Campinas: Economia e Sociedade, n.16, p. 65-81, jun. 2001. Disponível em: < http://www.eco.unicamp.br/publicacoes/economia_sociedade/download/revista_16/04-Helder.pdf > Acesso em 10 maio 2007.

MINELLA, André. **Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation**. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2001 (Trabalhos para Discussão, n. 33). Disponível em < <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps33.pdf> > Acesso em 27 abr. 2007.

MISHKIN, Frederic S. **Symposium on the monetary transmission mechanism**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, Fall 1995.

MISHKIN, Frederic S. **The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy**. NBER w.p. 5464, Fev. 1996. Disponível em: < <http://papers.nber.org/papers/W5464> > Acesso em 15 jul. 2007.

MODIGLIANI, Franco. **Monetary policy and consumption**. In: *Consumer spending and monetary policy: The linkages*. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1971.

SIMONSEN, Mario Henrique; CYSNE, Rubens Penha. **Macroeconomia**. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1995.

TABAK, Benjamin Miranda. **Monetary policy surprises and the Brazilian term structure of interest rates**. Brasília: Banco Central do Brasil, fev. 2003. (Trabalhos para Discussão, n. 70). Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/ingles/public/wps/wps70.pdf> > Acesso em 20 abr. 2007.

TAYLOR, John B. **The monetary transmission mechanism: an empirical framework**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, Fall 1995.

TOBIN, James. **General equilibrium approach to monetary theory**. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.1, n.1, fev. 1969. Disponível em <[http://links.jstor.org/sici?sici=0022-2879\(196902\)1%3A1%3C15%3AAGEATM%3E2.0.CO%3B2-S](http://links.jstor.org/sici?sici=0022-2879(196902)1%3A1%3C15%3AAGEATM%3E2.0.CO%3B2-S)> Acesso em 30 jun. 2007.

TRICHES, Divanildo; SIMONETTO, Márico Luiz. **A análise da condução política monetária após a implementação do Plano Real: 1994 a 2004**. São Leopoldo: Perspectiva Econômica, v. 2, n. 1, 2006. Disponível em < <http://www.perspectivaeconomica.unisinos.br/pdfs/55.pdf> > Acesso em 17 maio 2007.